Theoretische und experimentelle Beiträge zur Psychologie der Ähnlichkeit im Lichte der Bezugsystemforschung

---

Inaugural-Dissertation

zur

Erlangung des Doktorgrades

einer

Hohen Philosophischen Fakultät

der

Eberhard-Karls-Universität

zu Tübingen

vorgelegt

von

PETER ORLIK

aus

Magdeburg/Elbe

1963

7643

Theoretische und experimentelle Beiträge zur Psychologie der Ähnlichkeit im Lichte der Bezugsystemforschung

Inaugural-Dissertation

zur

Erlangung des Doktorgrades

einer

Hohen Philosophischen Fakultät

der

Eberhard-Karls-Universität

zu Tübingen

vorgelegt

von

PETER ORLIK

aus

Magdeburg/Elbe

1963

Gedruckt mit Genehmigung der
Philosophischen Fakultät der Universität Tübingen

Hauptberichterstatter : Prof. Dr. W. Witte

Mitberichterstatter : Prof. Dr. H. Strecker

Dekan : Prof. Dr. W. Kimmig

Tag der mündlichen Prüfung: 21. Februar 1963

Fotodruck PRÄZIS · Tübingen

VORWORT

Jede Wissenschaft zerfällt in einen operativen und einen (im weitesten Sinne des Wortes) heuristischen Teil.

In der Problematik der quantitativen Methoden unserer Disziplin ist dieser Sachverhalt recht deutlich sichtbar. Wenn man die Vielfalt der gegenwärtig von der experimentellen Psychologie hervorgebrachten Resultate sichtet, dann hat man den Eindruck, das Gebäude der psychologischen Methodenlehre gleicht einem Haus, das bereits bewohnt ist, während an den Fundamenten noch gebaut wird. Jedoch, sosehr das vielleicht dem abendländischen Wissenschaftsideal widersprechen mag: es gibt durchaus keinen zwingenden Grund, diesen Zustand zu verbieten. Der Techniker, auch der psychologische Praktiker, braucht an seine Methoden keinen höheren Anspruch zu stellen als den, daß sie seine Gegenstände operabel machen; mit vollem Recht erschöpft sich also ein Großteil psychologischer Forschungsmethodik in der statistischen Feststellung von bloßen Komparativen, im Existenznachweis von Unterschieden. Das kann man von der Signifikanzberechnung wie von der Korrelationsrechnung und verwandten Verfahren sagen, ohne damit destruktive Absichten verfolgen zu müssen. Die Ordnung, die durch diese Verfahren in die Welt der Ereignisse und Fakten gebracht wird, ist hinreichend, um sie operabel, manipulierbar, auswertbar zu machen.

Es gibt aber nicht von ungefähr neben dem psychologischen "Chemotechniker" noch den psychologischen "Kernphysiker", der gegen allzu vorlauten Methodenoperationismus vor allem dann empfindlich ist, wenn dieser den Anspruch erhebt, Gesetze der Phänomenwelt ergründen zu können. Das Mißtrauen richtet sich weniger gegen die einzelnen quantitativen Verfahren als vielmehr gegen die weit verbreitete Gleichgültigkeit gegenüber der phänomenologischen Mindestforderung, die Beobachtungsdaten, die in den Rechenroboter des statistischen Inventariums gegeben werden sollen, zunächst daraufhin zu prüfen, ob sie "verschlüsselt" und "programmiert" werden können, ohne in irgendeiner Hinsicht verformt zu werden.

Diese Vorbemerkungen schienen uns notwendig, weil die darin skizzierte Problematik auch eine Erforschung des Phänomens "Ähnlichkeit" betrifft. Diese wird nämlich, so merkwürdig das vielleicht klingen mag, dadurch erschwert, daß der Terminus "Ähnlichkeit" bekanntlich eine wichtige Rolle als funktionaler Erklärungsbegriff in der psychologischen Theoriebildung innehat. Eine Vielzahl von Zusammenhängen wird mit diesem Etikett "Ähnlichkeit" versehen, sicherlich manchmal in Ermangelung besserer Begriffe, die es nicht gibt. Die Gefahr liegt, vom Standpunkt des Phänomenologen aus betrachtet, nur darin, daß man mit der deskriptiven oder rechnerischen Fixierung einer be-

liebigen Relation, die man Ähnlichkeit nennt, eine Aussage über die funktionale Eigenart des Phänomens Ähnlichkeit gemacht zu haben. Die folgenden Ausführungen möchten einen Beitrag zur Untersuchung der erlebten Ähnlichkeit liefern. Wie also können wir unser Ziel erreichen, das Ähnlichkeitserlebnis so zu chiffrieren, daß zwar nicht das Erlebnis selbst, aber seine funktionalen Eigenarten ohne Deformierung erhalten bleiben und somit eine Art phänomenale Mathematik aus der Sache heraus möglich wird ?

Es sei uns das persönliche Bekenntnis erlaubt, daß uns die wissenschaftliche Problematik des Phänomens "Ähnlichkeit" in dem Augenblick zu faszinieren begann, als wir in nähere Berührung mit den Tübinger Untersuchungen über "absolute Eigenschaften" kamen. Dort hatte sich nämlich gezeigt, daß Eigenschaftserlebnisse, so ungezwungen und eigenständig sie dem unverbildeten Verstande auch erscheinen mögen, doch immer schon auf eine Folie, einen funktionalen Hintergrund, ein psychisches "Bezugsystem" bezogen sind. Dem Begriff der Ähnlichkeit nun kommt in WITTEs Theorie der Bezugsysteme von Anfang an eine tragende Rolle zu. Der Versuch, diesem zunächst als Erklärungsbegriff eingeführten Terminus die phänomenologische Dignität eines Beschreibungsbegriffes hinzuzufügen, war das Motiv der vorliegenden Arbeit, für deren wissenschaftliche Förderung ich meinem verehrten Lehrer, Herrn Prof. Dr. W. WITTE, zu großem Dank verbunden bin.

Tübingen, im Juli 1962

Peter Orlik

INHALTSVERZEICHNIS

Seite

Kapitel I. WAS IST ÄHNLICHKEIT ?

A. Ähnlichkeit als unmittelbar angetroffenes Phänomen. 2

1. Das Problem der Ordnung der erlebten Welt 2
2. Das Erlebnis Ähnlichkeit - Verschiedenheit 3
3. Ähnlich warum ? 3
4. Das Problem der funktionalen Relativität von Eigenschaftserlebnissen 6

B. Ähnlichkeit als Terminus der psychologischen Theorienbildung. 8

1. Beschreibungs- kontra Erklärungsbegriff 8
2. Zur Theorie der funktionalen Genese psychischer Zusammenhangserlebnisse in der Welt der absoluten Eigenschaften 10

Zusammenfassung dieses Kapitels 13

Kapitel II. DIE PHÄNOMENALE ÄHNLICHKEIT ALS THEMA DER MATHEMATISCH-PSYCHOLOGISCHEN ORDNUNGSLEHRE

Vorbemerkungen 16

A. Das Problem der Verwendung des Korrelationskoeffizienten als Ähnlichkeitsmaß. 17

1. Phänomenanalysen mittels Profilkorrelationen 18
   a) Skizzierung der Prämissen und Methodik 18
   b) Diskussion 22

Seite

2. Theoretische Erwägungen zu einer "inneren" Korrelation von Gliedern einer Serie 25
a) Durchführung eines math. Ansatzes 25
b) Diskussion 31

B. Das Problem der verbalen Kategorisierung von Ähnlichkeitserlebnissen. 34

1. Allgemeine Betrachtungen über die Mathematik des Erlebnisverhaltens im Phänomenexperiment 35
a) Was heißt überhaupt Metrik ? 35
b) Häufigkeit kategorialer Urteile im Lichte der Messungsaxiomatik 37
2. Spezielle Eigenarten des Ähnlichkeitsurteils 42

C. Das Problem der Auswechselbarkeit mathematischer Ähnlichkeitsmodelle. 45

1. Näherungsfunktionen für Verteilungen von Urteilshäufigkeiten 45
2. Korrelationskoeffizient und Ähnlichkeitsurteil unter dem formalen Gesichtspunkt der Zuordnung betrachtet 49

Zusammenfassung dieses Kapitels 51

Kapitel III. EXPERIMENTELLE STUDIEN

Vorbemerkungen 54

A. Demonstration der Befunde 56

1. Experiment "Farbige Quadrate" 56
2. Experiment "Streckenlängen" 58
3. Experiment "Rechteckflächen" 66

Seite

B. Diskussion der Ergebnisse. 76

1. Bemerkungen zur Variabilität und Konstanz des individuellen Erlebnisverhaltens 76
2. Bemerkungen zum Problem der "Paargestalt" als Korrelat des Ähnlichkeitsurteils 77
3. Bemerkungen zur Variation der Versuchsbedingungen im Phänomenexperiment 81
4. Bemerkungen zum Dimensionenproblem 82

Zusammenfassung dieses Kapitels 83

ANHANG 85

LITERATURVERZEICHNIS 109

Vorbemerkungen hinsichtlich der von uns im Text verwendeten Abkürzungen:

1. Die häufig vorkommende Bezeichnung "Versuchsperson" wird von uns, allgemeinem Gebrauch entsprechend, mit Vp (Mehrzahl: Vpn) abgekürzt.

2. Nach dem Vorgang von Sir F. Galton ist es in der Psychologie üblich, die Integralkurve der Normalverteilung gelegentlich kurz als "Ogive" zu bezeichnen. Auch wir bedienen uns dieser Bezeichnung des öfteren.

3. Bei Zahlentabellen haben wir aus Platzersparnisgründen hin und wieder bei Dezimalbrüchen, wo dies möglich war, die Ziffer Null vor dem Komma fortgelassen. So ist z.B. die Schreibweise .53 gleichbedeutend mit 0,53.

4. Eingeklammerte Ziffern nach Eigennamen -, z.B. HOFSTÄTTER (7) -, beziehen sich auf die entsprechende Nummer des Literaturverzeichnisses.

Digitized by the Internet Archive
in 2026

https://archive.org/details/IA41547601_0046

KAPITEL I

WAS IST ÄHNLICHKEIT ?

A. Ähnlichkeit als unmittelbar angetroffenes Phänomen

1. Das Problem der Ordnung der erlebten Welt

Es ist ein heute noch nicht überwundener Grundzug der Aufklärung, anzunehmen, die Aufgabe der Wissenschaften bestünde darin, in die von Haus aus unübersehbare Vielfalt und Kompliziertheit der angetroffenen Welt erst einmal Ordnung zu bringen. Erst in unserem Jahrhundert wandten sich entschiedene Gegner gegen jene allzu einseitige Unterstellung, die Ordnungsmomente der Erscheinungswelt seien von der denkenden Vernunft an sie herangetragen. Entscheidende empirische Belege für die Unhaltbarkeit dieser Extremposition wurden von der neueren experimentellen Psychologie geliefert.

Vor aller Wissenschaft steht die Tatsache der Zusammengefaßtheit und Sonderung in unserer Welt. Unsere Wahrnehmung liefert uns nicht wehrlos einem Chaos von Lichtblitzen, Geräuschfetzen, Tastsensationen aus; im Gegenteil: das Wahrgenommene ist immer schon figuriert, konturiert, zusammengefaßt.

Von diesem Blickpunkt aus ist ein etymologisches Wörterbuch eine sehr unterhaltsame Lektüre; denn die Sprache verwendet seit jeher Wortbildungen, die die unmittelbar antreffbare Einheitlichkeit der Erlebnisdinge abspiegeln. Die indogermanische Wurzel für die Wortbedeutung "Eins" ist die Silbe sm oder sn, die auch mit Abwandlungen im griechischen ἑν und lateinischen un-um, sowie im deutschen "ein" wiederkehrt. Von dieser Sprachwurzel leitet sich nun eine erstaunliche Fülle von Wortbildungen ab. Zunächst einmal erweisen sich die Adjektive "homoios" (griech.), "similis" (lat.) und "ähnlich" (engl., dt.) als etymologische Drillingsgeschwister. Das Gleiche gilt für die Gegenüberstellung vom lateinischen "sen-ex" und dem deutschen "Ahne". Die Wurzel sm findet sich weiterhin in den lateinischen "sim-plex", "sim-ulare", "imitari", überraschenderweise auch in "sem-per" (immer!), ja, mit einiger Wahrscheinlichkeit auch in "sentire" und "sensus" (Sinn!), und schließlich im deutschen "sammeln", "zusammen" wie im englischen "same". Diese Liste von Mitgliedern der Wortfamilie "Eins" ließe sich ohne große Mühe noch fortsetzen.

Die etymologische Verwandtschaft der Bedeutungen "Einheitlichkeit", "Ähnlichkeit" und "Zusammengefaßtheit" ist recht illustrativ, aber sie beweist nichts. Wohl ist Ähnlichkeit ein Name für Zusammengefaßtheit, Verschiedenheit ein Name für Sonderung, aber, um wieder zu unserem Thema zu kommen, Zusammenschluß muß nicht notwendig gleich Ähnlichkeit sein, jedenfalls nicht im heute gebräuchlichen Sinn des Wortes. Schon ARISTOTELES (1) hat

bekanntlich die Aufgliederung der Zusammenhangsarten in die Klasse der Ähnlichkeiten einerseits und die Klasse der raumzeitlichen Kontiguitäten andererseits für sachlich notwendig erklärt. (Daß er zu diesem Ergebnis im Rahmen seiner Untersuchungen über die Funktionsweise des Gedächtnisses gekommen ist, mindert dessen Bedeutung für unsere Frage nach der Ordnung der erlebten Welt keineswegs. Im Gegenteil: es ist der tragende Punkt der neueren Psychologie, daß sich Wahrnehmung und Gedächtnis nur als zwei Seiten eines und desselben Geschehens auffassen lassen.) Immerhin werden wir sehen, daß die Frage nach der besonderen Art der durch den Ähnlichkeitsbegriff charakterisierten Zusammenschlüsse für die Psychologie sehr wichtig ist; denn sie ist gleichbedeutend mit der Frage nach den Aufbaugesetzen jener Seite unserer Welt, für die keine andere Wissenschaft zuständig ist, als die Psychologie: des Gebietes der phänomenalen Eigenschaften. "Ähnlichkeit" meint ja soviel wie Wesensverwandtschaft, "innerer" Zusammenhang, Gleichartigkeit.

2. Das Erlebnis Ähnlichkeit - Verschiedenheit

Vielleicht ist es dem einen oder anderen schon einmal begegnet, daß ihm durch Zufall zwei ganz unbekannte Menschen vor die Augen kamen, deren frappierende Ähnlichkeit ihn auf den Gedanken brachte, ein Zwillingspaar vor sich zu haben. Dieser Eindruck ist so ungekünstelt wie jener, den wir haben, wenn zwei Töne im Oktavabstand erklingen: sie sind "zum Verwechseln ähnlich". Ebenso unmittelbar kann einen Menschen die Erkenntnis überfallen, von einem anderen doch "grundverschieden" zu sein. Man wird zugeben, daß an solchen Erlebnissen und Urteilen nichts Konstruiertes ist.

Ferner scheint, schon bei äußerlicher Betrachtung, das Ähnlichkeitserlebnis einen Großteil der Orientierungsarbeit zu tragen, durch die wir die phänomenalen Ereignisse des Alltags in den Griff bekommen. Jede Zeitungslektüre bestätigt dies: der Musikkritiker bezeichnet einen jungen Komponisten als "Zweiten Mozart", der Politiker warnt vor der Gefahr eines "Zweiten Rapallo" usf. Ja, manchmal zeigt es sich, daß die Orientierung in der Welt der Ähnlichkeitserlebnisse die in der Raum-Zeit-Welt noch mit einschließt; man denke an Aussagen wie: "Wo habe ich Ähnliches schon gesehen ?" oder an die Ortsbestimmung und zeitliche Datierung von Kunstwerken durch sog. "Stilanalysen".

3. Ähnlich "warum" ?

Sind zwei auf dem Klavier angeschlagene Töne deshalb ähnlich, "weil" ihre Frequenzen sich wie 1 : 2 verhalten ? Hat der Physiker das Ähnlichkeitserlebnis

durch die Angabe des Frequenzverhältnisses "erklärt"? Nein, er hat dem zunächst unmittelbaren Erlebnis eine physikalische Meßreihe zugeordnet, dabei festgestellt, daß einem konstanten Erlebnis (der Oktavenähnlichkeit, unabhängig von der Tonhöhe) immer ein konstantes Meßverhältnis entspricht. Nun allerdings hat der Physiker als Toningenieur das Erlebnis sozusagen "in der Hand", er kann durch eine einfache Umschaltung seines Frequenzmodulators das Phänomen der Oktavähnlichkeit apparativ "erzeugen". Die Frequenzenlehre der physikalischen Akustik hat aber lediglich den operativen Primat vor dem Tonerlebnis, das als solches keiner Rückführung bedarf. Die Physik scheint demnach zur Beantwortung phänomenologischer Fragestellungen nicht einschlägig zu sein. Vielleicht hilft uns folgendes Beispiel weiter: sind zwei Menschen ähnlich, "weil" sie Geschwister oder sogar Zwillinge sind ? Obwohl das Geschwistersein hier gewiß kein im herkömmlichen Sinne physikalischer Sachverhalt ist, kommen wir zur gleichen Konsequenz wie im vorigen Beispiel. Es verhält sich nämlich wiederum gerade entgegengesetzt: immer wenn wir eine frappante Gesichtsähnlichkeit zwischen zwei Menschen wahrnehmen, haben wir den Verdacht, Zwillinge oder zumindest nahe Verwandte vor uns zu haben. Hier ist selbstverständlich Empirie im Spiel: seit Menschengedenken ist das Phänomen der Gesichterähnlichkeit zweier Menschen vorzugsweise bei Verwandten anzutreffen. Wiederum hat das Kriterium der biologischen Verwandtschaft lediglich funktionalen Primat vor dem Ähnlichkeitserlebnis, und rechtfertigt schlechterdings noch lange nicht den empiristischen Kurzschluß einer "Erklärung" des Phänomens.

Wir erkennen somit, daß die funktional-operative Reduktion eines Ähnlichkeitserlebnisses das Phänomen nicht berührt. Zu den fundamentalen Sätzen der heutigen Psychologie gehört es, daß Erlebtes in seiner Eigenart zwar funktional relativ ist, phänomenal jedoch absolut. Hat es dann aber überhaupt einen phänomenologischen Sinn, nach dem "Warum" eines Ähnlichkeitserlebnisses zu fragen ? Oder anders ausgedrückt: ist das Phänomen Ähnlichkeit, wiewohl es gegen funktionale Auslegung gleichgültig ist, dennoch, und zwar phänomenologisch, relativ ? Dies muß prinzipiell bejaht werden; denn es ist in vielen Fällen phänomenal zwingend, daß zwei Wahrnehmungsgegenstände deshalb ähnlich sind, "weil" sie gleiche (absolute) Eigenschaften besitzen. So wird jeder farbentüchtige Mensch auf die Frage, "warum" Purpur und Violett ähnliche Farbtöne seien, antworten: weil sie beides Mischungen der "Grundfarben" Rot und Blau darstellen (wieder tun die Farbmischungsgesetze zum Erlebnis nichts hinzu; daß die sog. Mischfarben hergestellt werden können, erklärt sie nicht als Phänomene, ganz zu schweigen davon, daß "Grundfarbe", ja "Farbe" überhaupt keine physikalischen Begriffe sind).

Wir sagten soeben einschränkend, daß in vielen (also nicht in allen) Fällen die Eigenschaften den phänomenalen Primat vor der Ähnlichkeit haben. Für das Erlebnis der Oktavähnlichkeit gilt dies sicher nur bei einem Bruchteil von Menschen, und zwar offenbar für diejenigen, die ein sogenanntes "absolutes Gehör" besitzen: bei ihnen ist das Harmonieerlebnis als "Mischung" von einzelnen Tonqualitäten denkbar. Daß dies bei der Mehrzahl der Menschen nicht so ist, beweist, daß das Harmonieerlebnis dieser phänomenalen Reduktion nicht bedarf, das Erlebnis der Oktavähnlichkeit demnach sowohl als funktional indifferent wie auch als phänomenal absolut zu werten ist.

Die Zurückführung der Ähnlichkeit auf die Eigenschaften ist also phänomenologisch hinreichend, aber nicht notwendig.
Diese Modalität aber ist das Kennzeichen aller Zuordnungen, d.h. das Ähnlichkeitserlebnis kann intraphänomenal seinerseits als Zuordnung von Eigenschaften erlebt werden; oder, noch unkomplizierter ausgedrückt: phänomenologisch ist Ähnlichkeit die vollzogene Zuordnung von Eigenschaften. Wir sprachen bisher stets vom Ähnlichkeitserlebnis; würde demnach nicht folgen, daß Eigenschaftszuordnung, - zweifelsohne eine Operation! -, selbst Phänomencharakter hat ?

Wir glauben dies in der Tat formulieren zu können:
Ähnlichkeit hat einerseits als intraphänomenale Zuordnungsoperation das Quale des "Gemachten", ist aber andererseits als Zuordnungsgestalt unmittelbares Erlebnis. Dieses Verhältnis zweier nota bene phänomenaler Aspekte eines Phänomens ist offensichtlich dialektisch, bedeutet aber nach all dem Gesagten gewiß keine funktionale Abhängigkeit nach irgendeiner Richtung. Damit wären wir rein formal zu einer Revision unserer Ausgangsfrage gezwungen: nicht "ähnlich warum" darf sie lauten (denn Zuordnung ist phänomenal nicht begründbar!), sondern "ähnlich worin" (Zuordnung wovon).

Ähnlichkeit ist diejenige phänomenale Zuordnungsgestalt, die nach Gleichheit absoluter Eigenschaften expliziert werden kann, eine unitas duplex, selbst phänomenal absolut, wiewohl - so wollen wir nun sagen - gnoseologisch relativ. Außer dem oben angeführten Beispiel des Oktavenerlebnisses seien noch weitere Hinweise auf die prinzipielle Eigenständigkeit des Ähnlichkeitsphänomens gegeben, die sich wie gesagt darin äußert, daß die Auslegung dieser Relation nach ihren Relata zwar hinreichend, aber nicht notwendig erscheint. So mag eine Freundschaft bei näherem Zusehen auf "gleichen Interessen" beruhen, dem Erlebnis der Freundschaft tut jedoch diese Explikation nichts hinzu. Das gleiche scheint für manche Formen der Metapher zu gelten: was hätten wir gewonnen, wenn wir den dichterischen Vergleich "der Mond hing schwer über dem Horizont

wie eine reife Frucht.." als eine Zuordnung der Eigenschaften Rundheit, Fülle und Leuchtkraft explizieren würden ? (Nebenbei gesagt gehört es wohl nicht von ungefähr zum Handwerk des Lyrikers, auch naheliegende Explikationen von Ähnlichkeitserlebnissen bewußt einzubehalten.) Ähnlichkeit, um einen auf das bloß Formale abzielenden Vergleich zu gebrauchen, ist als Paargestalt etwas anderes als "zwei Punkte", wiewohl es für ein Paarerlebnis unerläßlich ist, daß die Relata der gleichen Merkmalsklasse angehören. Was würde ein Kantianer hierzu sagen ? Ähnlichkeit ist zweifellos in seinem Sinne eine apriorische Synthesis. Aber wir müssen jetzt hinzufügen: es handelt sich nicht um ein synthetisches Urteil a priori, sondern um ein Erlebnis, ein Phänomen. Synthesis ist demnach gewiß auch ein Charakteristikum der erlebten Welt, woraus sich zwingend ergibt, daß Analysis bisweilen phänomenologisch sekundär ist. Angewandt auf die Ähnlichkeitsproblematik: die analytische Explikation der Ähnlichkeit im absoluten Urteil ist kein Erlebnisfortschritt, sondern ein Erkenntnisfortschritt. Worin besteht der Erkenntnisfortschritt der absoluten Eigenschaftskategorisierung ? Unseres Erachtens in der Erweiterung des Horizontes möglicher Zuordnungen. Ein Beispiel: ich habe ein paar antike Möbelstücke geerbt, die zwar nicht aus der gleichen Hand stammen, aber doch recht gut zueinander passen. Erst, wenn ich die Stilähnlichkeit expliziert habe, kann ich daran gehen, durch antiquarische Käufe mein geplantes Stilzimmer nach und nach zu komplettieren. Die kategoriale Erläuterung eines Ähnlichkeitserlebnisses eröffnet mir also den Zugang zur Eigenschaftsfülle der phänomenalen Welt! Zwar heißt es einerseits: "Gleich und gleich gesellt sich gern", aber es gilt auch "nenne mir deine Freunde, und ich sage dir, wer du bist".

4. Das Problem der funktionalen Relativität von Eigenschafts- und Ähnlichkeitserlebnissen

Die zwei Glieder einer Ähnlichkeitsrelation wären formal (nach dem Vorgang von B. RUSSELL) die Relata, die gemeinsame absolute Eigenschaft das Referens. Wir haben oben aufzuzeigen versucht, daß alle drei Termini in einer Phänomenologie Sinn haben, insofern als ihnen antreffbare Erlebnisse entsprechen. Wir haben ferner auf die Feststellung Wert gelegt, daß es nicht notwendig ist, diese Relation funktionell zu interpretieren. Die Aussage "Ähnlichkeit ist eine Zuordnung zweier Dinge mit gleichen absoluten Eigenschaften" hat demnach die gleiche phänomenologische Dignität wie die Aussage "ein Eigenschaftsbereich ist ein Beieinander von phänomenal ähnlichen Dingen".

Wir sagten bereits, daß phänomenale Eigenschaften und Ähnlichkeitserlebnisse zwar phänomenal absolut sind, aber funktional relativ. Was damit ge-

meint ist, läßt sich rasch veranschaulichen: "Ein neues Kleid besitzt für uns seine Schönheit anschaulich als "eigene", durch nichts Äußeres mitbestimmte Eigenschaft; unter diesem Eindruck sind wir im stillen jedesmal aufs Neue davon überzeugt, daß sie diesmal wirklich unvergänglich ist - und trotz aller Erfahrungen doch jedesmal aufs Neue ein wenig verwundert, wie unentrinnbar sie vergeht, sobald eine andere Mode sich durchsetzt" (METZGER)(11). Oder für den Außenstehenden (z.B. für einen Klassenlehrer) können zwei Geschwister in ihrem Gesamthabitus "zum Lachen ähnlich" sein, während sie auf dem Hintergrund ihres Familienverbandes als "gegensätzliche Naturen" figurieren. Allgemein: die Eigenschaften eines bestimmten Dinges und die Ähnlichkeit eines bestimmten Dingpaares erweisen sich trotz Erhaltung der Identität als funktional inkonstant, als "situationsbedingt" und "beeinflußbar", wiewohl sie meist so nicht erlebt werden. Noch krasser zeigt sich dieser Sachverhalt beim Rekurs auf die angeblich "objektiven" Maßstäbe der Physik. Ist ein Gegenstand von 2 m Länge schlechthin "groß"? Mitnichten: ein Telephonmast von dieser Höhe wäre "winzig", ein Bleistift "riesig" und der Begriff "Berg" für einen Erdhügel dieser Dimensionierung undiskutabel. Ist eine Längendifferenz von 2 cm schlechthin erheblich? Ebensowenig: bei menschlichen Körperlängen ist sie unbedeutend, bei gewissen Insekten horrend, bei Landvermessungen beinahe verschwindend.

Kein Mensch wird, wenn er das erstemal ein Pantoffeltierchen im Mikroskop erblickt, mit subjektiver Aufrichtigkeit entscheiden können, ob er ein großes, mittleres oder kleines Exemplar dieser Gattung vor sich hat. Hat er sich aber eine zeitlang "eingearbeitet", so stellt er eines Tages erstaunt fest, daß die absoluten Eigenschaften ganz ohne sein Zutun plötzlich "da" waren. Phänomenale Eigenschaften und die Ähnlichkeitserlebnisse haben also ihre funktionale Genese, die aber ihrerseits kein Gegenstand des Erlebens ist. Mit der Erörterung dieser Frage verlassen wir das Gebiet der Phänomenologie und wenden uns dem Teilbereich unserer Wissenschaft zu, in dem sich die Theorienbildung vollzieht.

B. Ähnlichkeit als Terminus der psychologischen Theorienbildung

1. Beschreibungs- kontra Erklärungsbegriff

Zwar bezieht keine andere Wissenschaft ihre Legitimation so ausschließlich von der unmittelbaren Erlebnisnötigung her wie die phänomenologische Psychologie, jedoch gilt von allen Disziplinen gleichermaßen, daß sie ihren Gegenstand in der Theorienbildung transzedieren. Hierin liegt nun gerade für die Psychologie eine besondere Schwierigkeit: sie kann wohl mit experimenteller Methodik den funktionalen Bezügen innerhalb der Phänomenwelt beikommen, diese funktionalen Bezüge jedoch sind dem Erlebnis nicht unmittelbar zugänglich; phänomenal absolut sind nur die Phänomene selbst. Zu einer Theorie gelangt auch der Psychologe erst über eine Verbalisierung seiner operational gewonnenen Befunde, die er jedoch mit einer Gefahr erkauft, die darin liegt, daß er lediglich sprachliche Rettungsanker für wesensmäßig Unerlebtes verwendet. D.h. er phänomenalisiert Funktionen und ist damit nicht mehr weit von der Möglichkeit entfernt, das Phänomen an die Funktion zu verraten. Wohl ist die Metamorphose des erlebnisnahen Beschreibungsbegriffs zum wissenschaftlichen Erklärungsbegriff von keiner Wissenschaft zu umgehen, - schon allein deshalb nicht, weil die wissenschaftlichen Kategorien ja die "Gegenstände möglicher Erfahrung" (KANT) antizipieren und damit den gegenläufigen Prozeß garantieren müssen -, aber die Gefahr für die Psychologie liegt gerade darin, daß sie unvermerkt das Phänomen akademisiert, den Gegenstand durch die Methode und das Erlebnis durch die Funktion ersetzt.

Das Schicksal des Ähnlichkeitsbegriffs ist durch eben diese dialektische wissenschaftstheoretische Spannung gekennzeichnet. Zu allererst ist "Ähnlichkeit" ein Beschreibungsbegriff, insofern als er auf das (im letzten Abschnitt beschriebene) unmittelbare Zuordnungserlebnis hinsichtlich ebenso unmittelbar angetroffener absoluter Eigenschaften rekurriert. Eben dieses Zuordnungserlebnis macht aber den Ähnlichkeitsbegriff in anschaulicher Weise "funktionsnah", und so ist es nur noch ein kleiner Schritt zum Erklärungsbegriff.

Recht deutlich ist dieser Prozeß in der Geschichte der sog. Assoziationslehren zu verfolgen. Dabei hat ARISTOTELES (1), der als der erste Entdecker der beiden Assoziationsklassen gilt, die Bezeichnung Ähnlichkeit zunächst zweifellos in dem unbefangenen Sinne der "Wesensverwandtschaft" verwendet, wie es der Unverbildete im Alltag auch tut. Jedenfalls besteht kein zwingender Grund anzunehmen, daß ARISTOTELES (1) in seiner kleinen Schrift über "Gedächtnis

und Erinnerung" mehr niederlegen wollte als die Ergebnisse seiner Beobachtungen, nämlich, daß sich das Erinnern zweier Prinzipien bediene, eben einmal der raumzeitlichen Kontiguität und zum anderen der Ähnlichkeit und Verschiedenheit. Es ist zum mindesten ein Zitierungsfehler, wenn man immer wieder behauptet, Aristoteles habe Ähnlichkeit als eine Assoziationsursache verstanden. Auf jeden Fall besser ist es, zu sagen, er habe bei Leistungen des Gedächtnisses das Phänomen der Ähnlichkeit angetroffen.

Zieht man nun noch den prozessualen Charakter des Gedächtnisses in Betracht, d.h. das zeitliche Nacheinander des Erfahrungen-Machens und des Lernens, so rückt die Ähnlichkeit ganz von selbst zum Erklärungsbegriff auf: sie ist es dann, die die Paargestalt zwischen (naiv gesprochen) dem Außenerlebnis und der Er-Innerung, zwischen dem Neuen und dem schon Vorhandenen "verursacht", sie zieht sozusagen die neue Wahrnehmung zur Gedächtnisspur "herein". Daß man zu einer solchen Schlußfolgerung nur kommen kann, indem man freilich stillschweigend eine wesensmäßige Trennung von Innen- und Außenwelt voraussetzt, dürfte klar sein. Von daher ist es auch verständlich, daß gerade die nachcartesianische Philosophie den aristotelischen Ansatz expressis verbis zu einer Theorie über Assoziationsursachen ausbaute, damit also "Ähnlichkeit" zum bloßen Erklärungsbegriff entphänomenalisierte.

Unter dem Einfluß des Empirismus und materialistischer Denksysteme mußte darum folgerichtig das Eigenleben der Ähnlichkeit terminologisch zwar geduldet, faktisch aber immer mehr eingeengt werden. Was Wunder, daß die Bedeutung des Wortes "Ähnlichkeit" als "Wesensverwandtschaft" ins Rutschen kam, sodaß HUME als Prototyp einer Ähnlichkeitsassoziation den Zusammenhang zwischen einem Gegenstand und seiner Abbildung bezeichnet? Geradezu bezeichnend ist es, wenn Wundt die "innere" Assoziation, also die Ähnlichkeit, zurückführt auf die "äußere" (raumzeitliche) Assoziation "gemeinsamer Elemente".

Die theoretische Fehlhaltung, psychisches Geschehen und Zusammenhangsbildung dogmatisch auf Wiederholungswirkung und Elementengleichheit zurückführen zu wollen, wurde von der Gestaltpsychologie (WERTHEIMER, KÖHLER, KOFFKA, METZGER) als solche erkannt. Es kommt nicht darauf an, etwas Vordergründiges durch Reduktion auf irgendwelche verborgenen Ursachen einleuchtend zu machen, sondern zunächst einmal aufzuzeigen, wie es wirklich ist. Die wilde Ehe zwischen Phänomenalismus und Funktionalismus, das Vermächtnis der empiristischen Assoziationspsychologie wurde für illegitim erklärt. Und so steht am Anfang der gestalttheoretischen Ähnlichkeitskonzeption das Zugeständnis der Unmittelbarkeit des Ähnlichkeitseindruckes. So spricht man in der Gedächtnistheorie der neueren Psychologie (KÖHLER-RESTORFF 14) vorsichtig von einer Paarbildung zwischen Wahrnehmungsgestalt und Spurgestalt "via" Ähnlichkeit, um anzu-

deuten, daß es sich um ein den funktionalen Vorgang begleitendes Erlebnis (Bekanntheit u.a.) handelt. Was aber ist jener funktionale Vorgang ?

2. Zur Theorie der funktionalen Genese psychischer Zusammenhangserlebnisse in der Welt der absoluten Eigenschaften

Ähnlichkeits- und Eigenschaftserlebnisse sind phänomenal absolut und funktional relativ. Diese schon mehrmals angeführte These soll nun versuchsweise ab ovo demonstriert werden. Nehmen wir an, ein Reisender, der in einem fremden Land soeben auf dem Seewege eingetroffen ist, trifft noch bei Verlassen des Schiffes auf einen Eingeborenen, der ihm bisher nie gesehene einheimische Früchte zu einem bestimmten Preis anbietet. Nehmen wir ferner an, der Reisende sei auch in dem dortzulande geltenden Währungssystem unbewandert. Es ist ihm daher zunächst unmöglich, zu entscheiden, ob der verlangte Betrag "angemessen" ist, und so lehnt er das Angebot selbst bei bestehendem Bedürfnis ab, mit dem Hintergedanken: ich will doch erst einmal noch mehr "Erfahrungen" machen. Und schon an der nächsten Straßenecke werden die gleichen Früchte noch einmal angeboten, diesmal zu einem numerisch teueren Preis. Und wieder stellt er sich eine ähnliche Frage: ist diese Preisdifferenz erheblich oder nicht ? Rechtfertigt sie etwa, daß ich mir die Mühe mache und zum früheren Händler zurückgehe und nun doch dort kaufe ? Auf der Suche nach Anhaltspunkten ist unser Reisender für einen Augenblick versucht, diese Differenz in die vertraute heimatliche Währung zu transponieren, was er aber der Umrechnungsschwierigkeiten wegen (etwa von der englischen in die deutsche Währung) wieder fallen läßt. Bequemer scheint es ihm, sich auf dem Obstmarkt, den er jetzt gerade betritt, noch etwas nach den Preisen umzuschauen. Und unter solchen und ähnlichen vergleichenden Überlegungen bildet sich ganz unbemerkt eine zunehmende Sicherheit heraus, ja schließlich erkennt er "auf einen Blick", ob die betreffende Ware preiswert angeboten wird oder nicht, ob eine gewisse Preisdifferenz "belanglos" ist. Was ist hier geschehen ?

Durch den folgenden Hinweis auf ein Kapitel aus der Geschichte der experimentellen Psychologie werden wir der gesuchten Antwort näherkommen. Das Ziel der Untersuchungen von MARTIN und MÜLLER (10)war die Beschäftigung mit verschiedenen Faktoren, die ein Vergleichsurteil beeinflussen und zustande kommen lassen. Die Versuchspersonen hatten anzugeben, ob ein bestimmtes Gewichtsstück im Vergleich zu einem konstanten Bezugsreiz als schwerer oder leichter erlebt wurde. Und nun ereignete es sich überraschenderweise, daß die Vpn häufig den "absoluten Eindruck" der Schwere hatten und auch äußerten. Sie gaben an, den Bezugsreiz bei der Darbietung des zweiten Reizes sehr häufig schon "vergessen" und stattdessen beim zweiten den absoluten Eindruck seiner

Schwere oder, je nachdem, der Leichtigkeit erlebt zu haben. Die Autoren sprachen die Vermutung aus, daß der absolute Eindruck sich nach der durchschnittlichen Schwere der betreffenden Art von Gegenständen richtet. So erscheint ein Gewicht von 3000 g der Vp leicht, wenn sie mit Gewichten dieser und größerer Schwere bereits eine hinreichende Weile gearbeitet hat, - während ihr ein Gewicht von 500 g schwer erscheint, wenn sie eine genügende Zeit Gewichte gehoben hat, bei denen 500 g etwa die obere Grenze darstellt. - Der absolute Eindruck bildet sich demnach auf der Folie der Erfahrungsmasse, die sich aus der Konfrontation mit einer objektiven Serie von Gegenständen ergibt.

Dieser Gedanke wurde in unseren Tagen von der psychologischen Bezugsystemforschung aufgenommen und fortentwickelt (METZGER (11), WITTE (18)): Wenn, wie MARTIN u. MÜLLER (10) als erste annahmen, eine Serie es fertigbringen soll, phänomenal absolute Erlebnisse und Urteile funktional relativ zu machen, dann muß die Serie selbst ein dynamisches Gebilde geworden sein. Nach allgemeinem wissenschaftstheoretischem Sprachgebrauch kann dieses dynamische Gebilde als System bezeichnet werden. Das Wort Bezugsystem trägt dem funktionalen Bezug des einzelnen Erlebnisdinges zu diesem System Rechnung, läßt aber außerdem das innere Beziehungsgefüge aller Glieder der Serie mit anklingen. Daß die phänomenale Einzelgegebenheit stets in dem Beziehungsgefüge einer bestimmten Serie verankert ist und damit nicht eine beliebige Wahl des Bezugs zuläßt, unterscheidet das psychologische Bezugsystem von dem im Prinzip rein konventionellen Bezugsystem des Physikers.

Die Serie ist zunächst nichts weiter als eine Steigerungsreihe, die bestenfalls Komparationsurteile zuläßt. Zum Bezugsystem für absolute Eigenschaften wird sie erst, wenn ihr von der Erfahrungsmasse (z.B. die Realnormen von Alltagsgegenständen, oder die erfahrungsgemäße Spielbreite zwischen einer umschriebenen oberen und unteren Grenze) oder von situationsbedingten Horizonten ("Es ist unmöglich, daß ich als Vp beim Wahrnehmungsversuch mit Gewichten einen Felsblock zur Beurteilung vorgesetzt bekommen werde") zusätzliche strukturierende Momente geliefert werden, die dem absoluten Urteil sozusagen funktionale "Anhaltspunkte" liefern. Solche strukturierenden Momente liefert das von HELSON (6) erforschte "Adaptationsniveau", oder die von BLUMENFELD (3) so bezeichnete "ideale Grenze", sowie die absoluten Wahrnehmungsschwellen, oder irgendwelche mehr oder minder willkürlich gesetzten Extremwerte bei Serien von alltagsfernen Objekten (geom. Figuren). All das mag dafür als Erklärung benutzt werden, daß aus der prinzipiell nach beiden Seiten unbegrenzten Serien-"Geraden" anschaulich eine Serien-"Strecke" hervorgeht, die von zwei extremen Pol-Werten eingefaßt ist. Es ist nun gut denkbar, daß die so erreichte strukturelle Eindeutigkeit unserer Serie die Dignität einer "funktionellen Gestalt" besitzt, die den Bezugsrahmen für alle Aussagen über die der Serie angehörenden Glieder lie-

fert. Oder anders ausgedrückt: Die Konturierung durch zwei Extremwerte erhob die Serie zum System, auf dessen Folie der zunächst unbestimmte serielle Ort des Einzelobjektes zur absoluten Systemeigenschaft und die ebenfalls zunächst unbestimmte serielle Differenz zwischen zwei oder mehr Objekten zur Systemähnlichkeit aufrückte. Absolute Eigenschaften und phänomenale Ähnlichkeit wären also das Endprodukt einer funktionellen "Eichung" des seriellen Ortes und der seriellen Differenz durch die strukturierenden Momente der Extremwerte, die ihrerseits (durch Erfahrung, Wahrnehmungsschwellen und prospektive Horizonte) anschaulich repräsentiert sein mögen.

> Wir wollen bewußt durch Einführung der Termini "serieller Ort" und "serielle Differenz" der Gefahr einer begrifflichen Vermengung der beiden Entitäten "Serie" und "System" begegnen. Die Serie ist als Steigerungsreihe wohl als stetige Mannigfaltigkeit von Komparativen oder als topologische Rangreihe erlebbar. Der Komparativ (schwerer) als anschauliche Seite der seriellen Differenz ist die funktionale Vorform des absoluten Ähnlichkeitserlebnisses. Wenn man nun, was immer wieder leicht geschieht, den Komparativ als Aufbaumoment der Steigerungsreihe durch den Ähnlichkeitsbegriff sozusagen rückwirkend veranschaulichen möchte, kommt man zu dem phänomenologisch schiefen Schluß, daß die funktionale Vorform des Systems eine Steigerungskette von Ähnlichkeitsbeziehungen sei. Als kategoriale Aussagen gehören jedoch Verbalisierungen wie "ähnlich, verschieden, groß, schwer" zu den phänomenal absoluten Systemerlebnissen, nur solche wie "größer, schwerer" zu den Komparationserlebnissen der objektiven Serie.

Soweit eine Skizzierung der heutigen Theorien über psychische Bezugsysteme, die im wesentlichen den im Tübinger Psychologischen Institut von WITTE und seinen Mitarbeitern erarbeiteten Überlegungen folgte. Es mag sein, daß der unvorbereitete Leser Schwierigkeiten beim Verständnis der dargestellten Sachverhalte verspürte, die nach aller Wahrscheinlichkeit davon herrührten, daß ja versucht wurde, die funktionalen Hintergründe der Eigenschaftserlebnisse anschaulich zu machen. Denn durch die zum Verständnis notwendige Phänomenalisierung der expressis verbis unanschaulichen funktionalen Voraussetzung von Phänomenen mag der verwirrende Eindruck entstehen, daß etwas Einfaches und Eigenständiges akademisch zerredet werde. Dieser Eindruck ist aber schwerlich vermeidbar. In den wissenschaftlichen Diskussionen um die Phänomenologie absoluter Eigenschaften spielen die subjektive Erlebnisseite und die objektive Serialität untrennbar ineinander. Eine dialektische Spannung, die darin gründet, daß das Denkbare nicht gelebt ist

und das Gelebte nicht ausdenkbar ist. Und doch liegt in dieser dialektischen Spannung der besondere Reiz der Wissenschaft "Psychologie". Das gilt auch für den kleinen Zweig der Bezugsystemforschung: Systeme von absoluten Eigenschaften sind als Forschungsresultate lediglich auf dem Papier sich ergebende Strukturmannigfaltigkeiten, die niemand erleben kann; und zugleich sind sie doch die Ergebnisse einer methodischen Arbeit, die den radikalen Anspruch zu verwirklichen sucht, nur am unmittelbaren Phänomen orientiert zu sein.

Zusammenfassung

Zusammengefaßtheit und Sonderung sind wesentliche vorwissenschaftliche Charakterikstika der erlebten Welt. Der etymologisch nachweisbar ebenfalls vorwissenschaftliche Begriff der Ähnlichkeit bezeichnet das unmittelbare Erlebnis einer Zusammengefaßtheit aufgrund innerer Wesensverwandtschaft. Wohl erscheint es introspektiv zwingend, daß zwei Gegenstände ähnlich erscheinen, weil sie gleiche Eigenschaften besitzen; doch erweist sich diese Abhängigkeit bei näherem Zusehen nicht als funktionaler Erklärungsgrund, sondern als bloße intraphänomenale Zuordnung. Als Erlebnis einer Zuordnungsgestalt ist Ähnlichkeit phänomenal ebenso absolut wie das Erlebnis der Eigenschaft.

Dennoch entging der Ähnlichkeitsbegriff nicht dem Schicksal so vieler zunächst der unmittelbaren Anschauung entnommener Verbalisierungen: er veränderte sich von der Anschauung zur Veranschaulichung, vom Beschreibungsbegriff zum Erklärungsbegriff. Dies wird besonders deutlich dort, wo die phanomenale Zuordnung anschaulich prozessualen Charakter trägt, wie z.B. bei den Leistungen des Gedächtnisses: das Zuordnungserlebnis wird zur Assoziationsursache proklamiert. Die phänomenale Eigenständigkeit des Ähnlichkeitserlebnisses, die auf solche Weise vor allem durch die empiristische Assoziationspsychologie abgewertet worden war, ist in der neueren Gestaltpsychologie wieder zu ihrem Recht gekommen.

Das Ähnlichkeitserlebnis teilt mit dem Eigenschaftserlebnis die Eigenart, wohl phänomenal absolut, aber dennoch funktional relativ zu sein. Das funktionale Substrat wohl der meisten Eigenschaftserlebnisse ist eine Serie, die ihre Existenz aus der Tatsache ableitet, daß ein wichtiges Aufbaugesetz der objektiven Welt die Steigerungsreihe ist. Die Serie wird durch Erfahrung, Wahrnehmungsschwellen und prospektive

Horizonte strukturiert und in ihrer Ausdehnung begrenzt. Durch diesen psychisch gesteuerten Prozeß wird die Serie zur Erlebnisfolie, zum Bezug-System. Waren vorher die seriellen Differenzen bestenfalls als Komparative und ein Serienglied als Objekt einer best. Dingklasse repräsentiert, so sind jetzt, nach erfolgter Ausformung des Systems, absolute Ähnlichkeits- und Eigenschaftserlebnisse an deren Stelle getreten.

Psychische Bezugsysteme sind selbst nicht erlebbar, aber quasisprachliche Darstellungen von autonomen Eigentümlichkeiten der Phänomenordnung.

KAPITEL II

DIE PHÄNOMENALE ÄHNLICHKEIT ALS THEMA DER MATHEMATISCH-PSYCHOLOGISCHEN ORDNUNGSLEHRE

Vorbemerkungen:

Die Welt der phänomenalen Ähnlichkeits- und Eigenschaftserlebnisse ist autark, nichts nötigt uns zunächst, weiter dahinter vorzudringen. Sie sind das Orientierungsfundament des unreflektierten Lebens, in ihrer unmittelbaren Antreffbarkeit geradezu irrational.

Leben und Erleben sind wohl irrational, aber nicht unordentlich. Wir haben im vorigen Kapitel aufzuzeigen versucht, welche genetische Dynamik hinter den Fraglosigkeiten der qualitativen Zusammenschlüsse steht, so daß man für die Beschreibung der daraus resultierenden Phänomenordnungen sogar den anspruchsvollen Systembegriff in Anwendungen bringen kann. Wir sprachen in diesem Zusammenhang von der wichtigen funktionalen Rolle der Serie, die das genetische Substrat der absoluten Eindrücke bildet. Muß es da logischerweise nicht möglich sein, festzustellen, daß die absoluten Urteile das Signum des funktionalen Prozesses noch an sich tragen ? Kann man gar die Ordnungssprache der Mathematik dafür heranziehen ? Dieser Anspruch wird dem Laien wohl zunächst als Anmaßung erscheinen: Eigenschaften lassen sich doch nicht mathematisieren ! Wie ist es möglich, daß ein unmittelbares Erlebnis hier und ein errechnetes Ergebnis dort auf den gleichen Effekt hinauslaufen ? Die Psychologie muß bei der Beantwortung dieser heiklen Frage ihre Naivität bewahren; denn hinter die Erlebnisnötigung kann sie nicht zurückgehen ... Das Erleben aber ist wie gesagt irrational, aber nicht unordentlich. Es stellt sich also die Grundfrage: Wie kann man dem verborgenen Ordnungszeichen des Unmittelbaren näherkommen; hat es Maßwerte per se ?

Wenn man diesen Gedankengang auf den Gegenstand dieser Untersuchung spezifiziert, dann ergibt sich folgendes: phänomenale Ähnlichkeit wurde definiert als eine Zuordnung von absoluten Eigenschaften, also als eine intraphänomenale Relation. Es liegt nun nahe, diese Relation "more geometrico" als Aufbauelement einer Gesamtordnung zu verstehen. METZGER (11) formuliert:" Wie man den Ort eines Anschauungsdinges als eine seiner 'Eigenschaften' bezeichnen und anstatt von 'Nachbarschaft' von 'ähnlicher Lage' oder Richtung sprechen kann, so hat es umgekehrt auch einen guten Sinn, seine stofflichen Beschaffenheiten als 'Stellen' innerhalb eines Qualitätssystems zu betrachten und etwa anstatt von 'ähnlichen' von 'nahe beieinander liegenden' Farben oder Tönen zu sprechen." Macht man diesen Ansatz, so drängen sich sofort neue Fragen auf: Wie läßt sich die Ähnlichkeit eines Objektpaares lediglich aus den Aussagen über absolute Eigenschaften

erschließen, quantifizieren, und: läßt es sich nachweisen, daß die so "berechnete" und die "erlebte" Ähnlichkeit auf den gleichen Effekt hinauslaufen ? Noch präziser gefaßt: Erstens, wie chiffrieren wir im Phänomenexperiment das Eigenschafts- und Ähnlichkeitserlebnis und zweitens, wie mathematisieren wir diese Chiffren ?

Von der Beantwortung dieser und ähnlicher Fragen hängt es ab, ob eine legitime Mathematik aus der Sache heraus möglich ist (wenn sich die Eigenschafts- und Ähnlichkeitserlebnisse und ihre Aussagen eventuell quasimathematisch verhalten!), oder ob derartige Bemühungen ihrem Wesen nach verfehlt sind und nur in eine Pseudomathematik ausmünden. Die nun folgenden Abschnitte sind Überlegungen dieser Art gewidmet, wobei angestrebt wurde, mit den wichtigsten neueren quantitativen Methoden der Psychologie in einen kritischen Dialog zu kommen und ihre sachliche Zuständigkeit für eine legitime Mathematik der Eigenschaftssysteme zu überprüfen. Wohl gibt es darunter Verfahren, insbesondere aus der statistischen Wahrscheinlichkeitsrechnung, die einer gewissen prima-facie-Plausibilität nicht entbehren. Aber ist alles Einleuchtende auch immer richtig ? Im Gegenteil; manchmal hat man den Eindruck, das Gebäude der psychologischen Methodenlehre gleicht einem Haus, das längst bewohnt ist, während an den Fundamenten noch immer und dazuhin von mehreren verschiedenen Bauunternehmen gemauert wird ... Wir sind nicht so vermessen, den gordischen Knoten einfach durchhauen zu wollen, aber hoffen, einige brauchbare Ansatzpunkte herausarbeiten zu können. Zu diesem Zwecke sind wir hin und wieder zu mathematischen Ableitungen genötigt, die aber, soweit sie nach Schwierigkeit oder Schwerfälligkeit den Gedankengang unterbrechen würden, in einem Anhang am Schluß aufzufinden sind, auf den jeweils im Text verwiesen wird.

A. Das Problem der Verwendung des Korrelationskoeffizienten als Ähnlichkeitsmaß

Der Korrelationskoeffizient stellt ein wichtiges Hilfsmittel der statistischen Kausalforschung dar. Er geht von der Voraussetzung aus, daß zwei Meßreihen in proportionalem Sinne miteinander kovatiieren und drückt sowohl Richtung wie auch Straffheit des so definierten Zusammenhangs aus. Ein anschauliches Anwendungsbeispiel ist die Prüfung der Frage, ob ein proportionaler Zusammenhang zwischen Körpergröße und Körpergewicht bei Erwachsenen besteht. Zu

diesem Zweck beschafft man sich die Datenpaare der beiden Messungen für jede der n ausgewählten Personen und setzt sie in die Berechnungsformel des Korrelationskoeffizienten (Anhang I) ein. Der zu erwartende Wert des Koeffizienten wird zwischen den Grenzen - 1,00 (je größer jemand ist, um so weniger wiegt er, und zwar in strenger Proportionalität) und + 1,00 (je größer, desto genau entsprechend schwerer) liegen. Ist der Wert dem Betrag nach kleiner als ± 1,00, so bedeutet das die nur unvollkommene Erfüllung der angenommenen Proportionalität (d.h. jeder Angabe der Körpergröße können mehrere Körpergewichte entsprechen, die um einen Durchschnittswert streuen) und wenn r = 0 ist, so besteht kein Zusammenhang (jeder Körpergröße können beliebig verschiedene Körpergewichte entsprechen und umgekehrt). Tatsächliche Berechnungen aufgrund empirischen Materials haben den Wert r = + 0,65 ergeben, was einer deutlichen Parallelität von Körpergewicht und Körpergröße entspricht.

Die Psychologie hat sich dieses Kovariationsmaßes sehr intensiv zu Forschungszwecken bedient. Traditionell ist die Korrelierung von Leistungen einer Probandenreihe in zwei verschiedenen Tests, um dadurch zu ermitteln, ob die zwei Prüfungsverfahren vertauschbar sind, etwa weil sie das gleiche Leistungsverhalten registrieren. Neuerdings aber hat die Korrelationsrechnung auch Eingang in die Phänomenforschung gefunden, nachdem man von der Annahme ausging, die Korrelation zweier Aussagenreihen über die entsprechenden Phänomene (falls diese Aussagen nur irgendwie quantifizierbar seien) liefere einen Ausdruck für die "Ähnlichkeit" dieser Phänomene selbst. Weil dieser Sachverhalt für unsere Fragestellung wichtig ist, wollen wir darauf näher eingehen.

1. Phänomenanalysen mittels Profilkorrelationen

a) Skizzierung der Prämissen und Methodik

HOFSTÄTTER (8) formuliert: "Die von OSGOOD (1952) und HOFSTÄTTER (1955) entwickelte Methode des Polaritätsprofils (semantic differential) verlangt von den Vpn die Einstufung eines Begriffs oder auch eines Gegenstandes der Anschauung (z.B. Bilder und Farben) auf einer Reihe von Polaritäten, die zu diesem Gegenstand meist in keinem sachlichen, wohl aber in einem möglichen assoziativen Bezug stehen." Das sieht in der Praxis so aus: Der Vp wird eine graphische Skala vorgelegt, deren Endpunkte den betreffenden Polaritäten (kalt - warm u.a.) entsprechen. Sie hat durch ein Bleistiftkreuz zu bezeichnen, auf welche Stelle der Skala ein gebotener Begriff nach ihrem Ermessen zu liegen kommt.

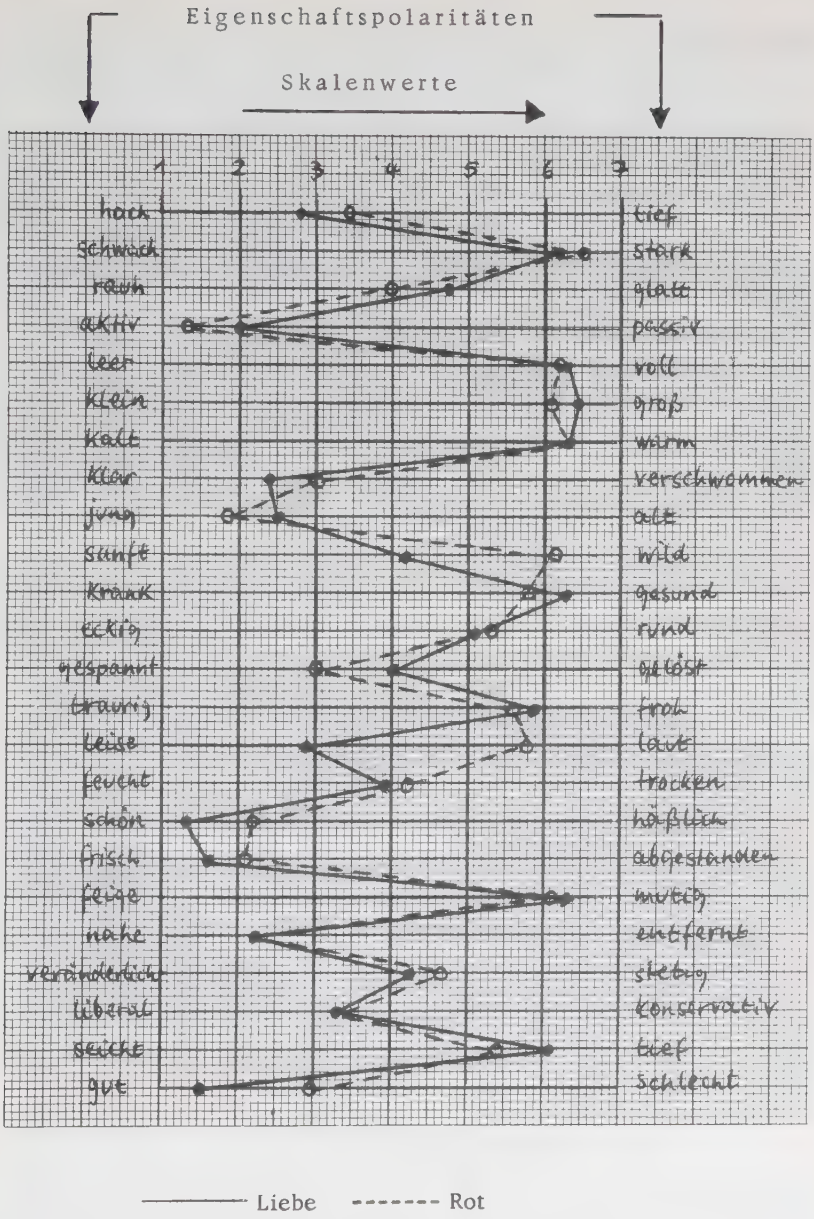
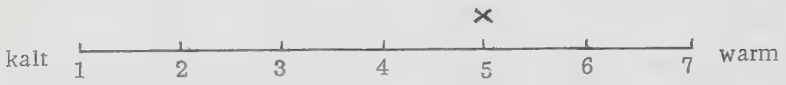


Abb. 1
Polaritätenprofile der Begriffe "Liebe" und "Rot", auf dem Hintergrund von 24 vorgegebenen Polaritätenskalen. Durchschnittswerte eines Gruppenexperiments. Quelle: HOFSTÄTTER (8) Zugehöriger Text: S. 20

Beispiel: "HERBST"



Wiederholt man dieses Vorgehen noch unter Verwendung weiterer Polaritäten, so ergibt sich ein Bild wie Abb. 1. Dort sind die Polaritätenprofile der Gegenstände "Liebe" und "Rot" dargestellt, die bis auf wenige Ausnahmen einen nahezu parallelen Verlauf zeigen. "Der quantitative Vergleich von Profilen (präziser: ihres Verlaufs, d. Verf.) mit Hilfe der Korrelationsrechnung gestattet Angaben über die (subjektive) Ähnlichkeit zwischen Gegenständen. Die Korrelation zwischen den Profilen für "Liebe" und "Rot" ist positiv und sehr hoch ($r = 0,89$), tatsächlich dient "Rot" ja als Symbolfarbe für die Liebe. HOFSTÄTTER (8)". In der Tat wird sich der Laie, wenn er mit diesem Ergebnis zum erstenmal konfrontiert wird, verblüfft fühlen; wenn auch die Methode nicht recht einsichtig sein mag, so besteht gar kein Zweifel: die Sache funktioniert offenbar und führt wenigstens zu einem einsichtigen Ergebnis. Diese unbestreitbare praktische Verwendbarkeit und dazuhin die für den Fachmann vorhandene prima-facie-Plausibilität des Kalküls (Korrelation der Parallelität zweier Urteilsreihen hinsichtlich einer Eigenschaftsfolie "ist gleich" Ähnlichkeit) haben geradezu zu einer Verfahrensmode in der quantitativen Psychologie geführt. Ob zu Recht oder nicht, soll hier nicht erörtert werden.

Wichtig ist, daß auf der erreichten methodischen Stufe eine Ausweitung möglich ist, die tief in die Problematik mathematisch-psychologischer Ordnungsmodelle hineinführt. Es ist nämlich mathematisch beweisbar, daß der Korrelationskoeffizient geometrisch aufgefaßt werden kann, weil er formal als skalares Produkt zweier Vektoren darstellbar ist (Anhang II). Abb. 2 zeigt den Korrelationskoeffizienten "more geometrico" als zwei in einem bestimmten Winkel zueinander stehende Vektoren, die die beiden korrelierten Entitäten repräsentieren. Bezeichnen wir a und b als die Längenbeträge der Vektoren und den Zwischenwinkel mit φ, so gilt

$$r = a \cdot b \cdot \cos \varphi \ .$$

Und nun ist es nur noch eine kleiner Schritt zu folgendem Gedanken: wenn wir uns sämtliche Profilkorrelationen zwischen den Gliedern einer Gruppe von Phänomenen, die wir untersuchen wollen, beschaffen, dann können wir doch einsichtigerweise mit Hilfe der geometrischen Eigenart dieses "Ähnlichkeits"-

Maßes die Simultandarstellung der "phänomenalen" Ordnungsbezüge realisieren! Dies war auch der Ansatzpunkt von L. L. THURSTONE (16), der in seiner sog. "Faktorenanalyse" ein Verfahren entwickelte, das auf rein algebraischem Wege (unter Verwendung des Matrizenkalküls) die Simultandarstellung aller $\frac{n\,(n-1)}{2}$ skalaren Produkte von n wechselseitig korrelierten Objekten liefert. (Die Unklarheiten, die die aus der Tradition der Testforschung herrührende irreführende Bezeichnung "Faktorenanalyse" und der verwickelte Rechenvorgang des Matrizenkalküls mit sich gebracht haben, veranlassen uns auf folgendes hinzuweisen: das THURSTONE'sche Verfahren ist im Prinzip nichts anderes als eine analytisch-geometrische Konstruktion ohne Zirkel und Lineal; man könnte mit seiner Hilfe Landkarten zeichnen! Die einzelnen Raumpunkte werden lediglich in die Form cartesischer Koordinaten übersetzt. Ist der Korrelationskoeffizient erst einmal als skalares Produkt definiert, dann ist die "Faktorenanalyse" nur ein mechanisches Verfahren, das zu einer geometrischen Tautologie führt (s. auch Anhang III).

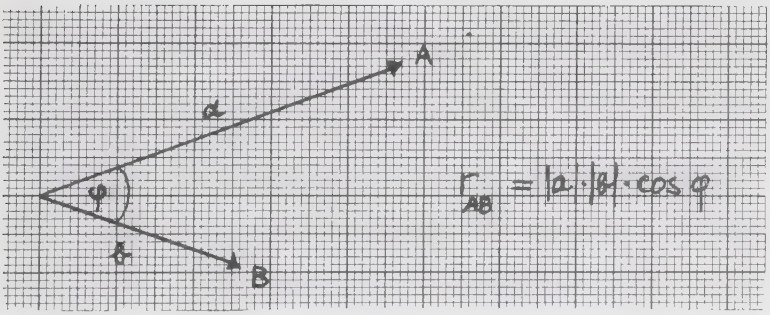


Abb. 2
Der Korrelationskoeffizient als skalares Vektorprodukt.
Schematische Veranschaulichung

Zugehöriger Text: S. 20

HOFSTÄTTER (7) hat u.a. folgendes Ergebnis einer Untersuchung an 11 Begriffen referiert, das auf den geschilderten Voraussetzungen aufbaut. Er ließ auf analoge Weise wie in dem oben angeführten Beispiel ("Liebe" - "Rot") folgende Begriffe auf (etwas veränderten) Polaritäten einstufen: Diktator, Schlaf, Erfolg, Leben, Niederlage, Revolution, Höflichkeit, Sieg, Politik, Held, Tragödie. Dann korrelierte er die so entstandenen Profile paarweise miteinander und erhielt die in Tab. 1 dargestellte Korrelationsmatrix. Man kann beispielsweise dort auf den stark parallelen Verlauf der Profile "Held" und "Sieg", oder den deutlich gegenläufigen Trend der Profile "Höflichkeit" und "Niederlage" schließen, usw. Macht man sich nun die geometrische Bedeutung des Korrelationskoeffizienten zunutze, so gelangt man mit Hilfe der "Faktorenanalyse" zu einer verblüffend klaren Simultandarstellung aller "skalaren Produkte". Abb. 3 zeigt die halbkreisförmige Anordnung der "Begriffsvektoren" (die zwischen dem Koordinaten-Ursprung und dem eingezeichneten Punkt ausgespannt zu denken sind). Was bedeutet dieses äußerst prägnante Ergebnis ? Gestehen wir an dieser Stelle ruhig ein, daß der Phänomenologe bei der Beantwortung dieser Frage restlos überfordert wäre, denn, wie HOFSTÄTTER berichtet, war selbst den introspektiv erfahrenen Vpn des Experimentes dieses Ergebnis eine Überraschung. Hält man sich jedoch weiter an die Geometrie, dann sind durchaus weitere Aussagen möglich, die zumindest den Anschein erwecken, ein Erkenntnisfortschritt zu sein. HOFSTÄTTER (7) inpretiert Abb. 3 nämlich als zweidimensionalen Eigenschaftsraum und befindet sich damit in der guten Gesellschaft der faktorenanalytischen Praktiker, die ebenfalls jede Koordinatenachse als eigene Dimension, oder wie sie sagen, als "Faktor" bezeichnen. Wohlgemerkt soll es sich dabei um "psychische" Dimensionen handeln, was umso verwunderlicher ist, als das Achsenkreuz ja zunächst nicht mehr war als eine Konstruktions-Hilfe (s. Anhang III). Die psychologische Interpretation der beiden "Faktoren" durch HOFSTÄTTER lautet: die faktorenanalytische Ordnung der 11 Begriffe verhält sich so, als seien nur die Polaritäten "stark-schwach" und "aktiv-passiv" zur Beurteilung herangezogen worden. Diese Folgerung gründet sich auf bloße Evidenz bei der Betrachtung des Schlußresultats (bei der die Projektionen des einzelnen Objektvektors auf die Achsen-im Jargon: die "Faktorenladungen" - zur Orientierung herangezogen werden)!

b) Diskussion

Trotz mancher inhaltlichen Problematik hat man das Gefühl, daß das Resultat irgendwie etwas Richtiges trifft und wird darin durch dessen formale Prägnanz und durch die elegante Geschmeidigkeit des methodischen Vorgehens zusätzlich bestärkt. Es ist kein Zweifel, daß der so aufgebaute Methodenapparat funktioniert und (wie auch die inzwischen erfolgte Verwendung in der angew.

Kennziffer des jeweils einen bestimmten Begriff repräsentierenden Polaritätenprofils

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
1	-	.78	.05	.38	-.01	-.12	-.66	-.81	-.88	-.76	-.48
2	.78	-	.42	.41	.40	.27	-.38	-.56	-.65	-.69	-.75
3	.05	.42	-	.91	.93	.89	.40	.30	.21	-.11	-.70
4	.38	.41	.91	-	.94	.90	.41	.31	.22	-.11	-.70
5	-.01	.40	.93	.94	-	.93	.44	.34	.25	-.08	-.70
6	-.12	.27	.89	.90	.93	-	.52	.45	.38	.03	-.59
7	-.66	-.38	.40	.41	.44	.52	-	.76	.77	.52	.07
8	-.81	-.56	.30	.31	.34	.45	.76	-	.89	.66	.24
9	-.88	-.65	.21	.22	.25	.38	.77	.89	-	.73	.34
10	-.76	-.69	-.11	-.11	-.08	.03	.52	.66	.73	-	.51
11	-.48	-.75	-.70	-.70	-.70	-.59	.07	.24	.34	.51	-

Erklärung:

1 Schlaf
2 Höflichkeit
3 Erfolg
4 Leben
5 Held
6 Sieg
7 Politik
8 Revolution
9 Diktator
10 Tragödie
11 Niederlage

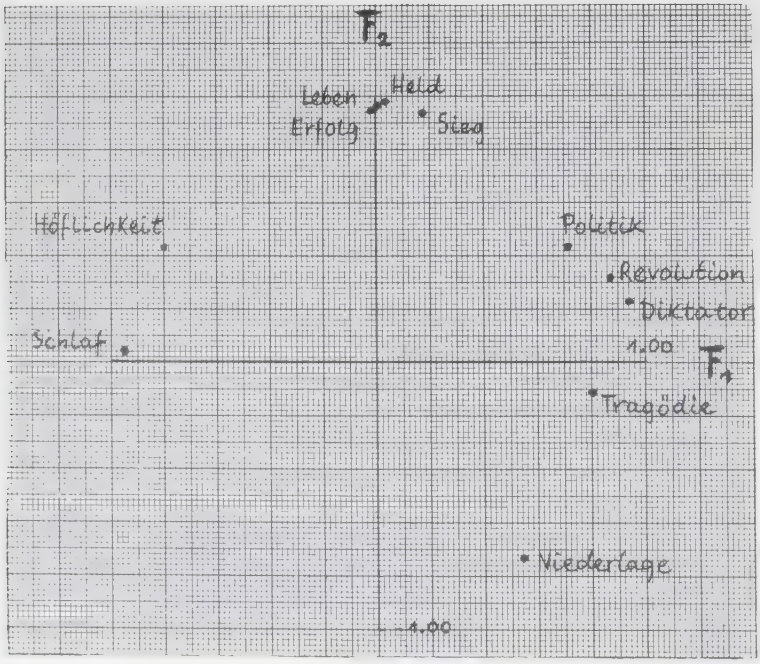
Tab. 1
Matrix der Profilkorrelationen zwischen 11 Begriffen.

Quelle der Daten: HOFSTÄTTER (7).

Zugehöriger Text: S. 22

Begriff	Faktorenladung		Begriff	Faktorenladung	
	F_1	F_2		F_1	F_2
Schlaf	-.95	.04	Politik	.71	.43
Höflichkeit	-.80	.43	Revolution	.87	.32
Erfolg	-.01	.95	Diktator	.94	.23
Leben	.00	.96	Tragödie	.80	-.11
Held	.03	.98	Niederlage	.54	-.73
Sieg	.17	.94			

a) Faktorenmatrix



b) Koordinatendarstellung

Abb. 3

Ergebnis einer Faktorenanalyse von Profilkorrelationen zwischen 11 Begriffen (aufgrund von Polaritätenprofilen). Quelle der Daten: HOFSTÄTTER (7)

Zugehöriger Text: S. 22

Werbepsychologie usw. gezeigt hat) praktisch nützlich sein kann.

Dennoch kann dies alles den Grundlagenforscher nicht befriedigen. In dem ganzen (übrigens nicht nur von HOFSTÄTTER vertretenen) Ansatz stecken von Anfang an grundsätzliche Unklarheiten, für die die Autoren dieses Verfahrens noch immer die theoretische Beweislast zu tragen hätten. Die Probleme sind u. E. folgende:

1. Sind die Eigenschaftserlebnisse auf den graphischen Polaritätenskalen richtig chiffriert ?
2. Ist die dabei verwendete Gleichabständigkeit der Teilstriche phänomenadäquat und ist die Einheit für alle beliebigen Polaritätenskalen identisch ? Der Korrelationskoeffizient setzt nämlich prinzipiell eine hohen Ansprüchen genügende Metrik voraus !
3. Wie kann man nachweisen, daß der Korrelationskoeffizient als Maß für die Parallelität der Profilverläufe der wirklich direkt erlebten Ähnlichkeit völlig entspricht ?
4. Was bedeutet eine geometrische Interpretation des Korrelationskoeffizienten und die darauf aufbauende Geometrie der Faktorenanalyse psychologisch ? Haben die Koordinatenachsen und "Faktorenladungen" phänomenologisch präsentierbaren Sinn ?

Es ist uns unmöglich, diese Fragen einzeln zu beantworten. Dagegen glauben wir mit dem Folgenden die Lösung des Problemkomplexes wenigstens vorbereiten zu können. Gibt es eventuell direkte Wege, die zu einer Entscheidung über den Wert des Korrelationskoeffizienten als eines phänomenologisch einwandfreien Ähnlichkeitsmaßes führen ?

2. Theoretische Erwägungen zu einer "inneren" Korrelation von Seriengliedern

a) Durchführung eines mathematischen Ansatzes

Die Profilkorrelation benützte eine Reihe mehr oder weniger willkürlich zusammengestellter Eigenschafts- "Skalen" lediglich als operablen Ersatz für eine Wesensbeschreibung der Vergleichsobjekte, als methodisches Durchgangsstadium auf dem Wege zum Ähnlichkeits-"Maß". Aus praktischen Gründen ist die Zahl der dazu verwendeten Polaritäten notwendigerweise begrenzt und daher mit einem gewissen Auswahlfehler behaftet (es kam z.B. schon vor, daß

zwei auf verschiedenen Auswahlsätzen beurteilte Objekte auch jeweils verschieden hoch miteinander korrelierten). Im Idealfall, den wir hier durchdenken wollen, müßte man folgerichtig die zu untersuchenden Phänomene auf der Folie des Universums aller phänomenalen Eigenschaften figurieren lassen, um das Optimum an Informationen zu bekommen. Man würde dann also zwei "Universal-Profile" miteinander korrelieren, die jeweils das Einzelding durch seine Wesensbeziehungen zu allen anderen Dingen der Phänomenwelt ausdrücken. Dieser Gedanke führt zu einem rein theoretischen Modell, das wir versuchsweise im Folgenden entwickeln wollen.

Nehmen wir im Gedankenexperiment einmal an, die Phänomenwelt wäre "objektiv" eine schlichte eindimensionale Serie mit einem oberen und einem unteren Extremwert. In einer solchen Welt sind Aussagen über ein Einzelding gleichbedeutend mit seiner Erläuterung durch die anderen Glieder der Serie. Oder, in Analogie zu der Methode der Polaritätenprofile: jedes Glied der Serie bekommt auf jeder "Skala" der übrigen Serienmitglieder jeweils einen bestimmten Wert. Noch einfacher ausgedrückt: Jedes Einzelobjekt kann durch die Differenzen zu allen anderen Gliedern der Serie charakterisiert werden[1]. (Das wirkt zweifellos gekünstelt, denn es handelt sich doch bei diesem Gedanken um nichts anderes als um die unnötige Komplizierung einer ganz einfachen Aussage, nämlich: ein Einzelobjekt ist durch seine Stellung in der Serie bestimmt. Jedoch entspricht gerade die komplizierte Aussageform des einfacheren Sachverhalts dem Ansatz der Profil-Korrelierung, weswegen wir sie hier einmal hinnehmen wollen).

Als Ausgangspunkt für die Durchführung dieses Ansatzes diene folgende Modellsituation: Gegeben sei eine eindimensionale, gleichabständige Serie von 11 Objekten (beispielsweise 11 Streckenlängen mit den Extremwerten 1 und 11 cm, wobei wir einmal annehmen wollen, daß die wahrgenommene Länge mit der physikalischen übereinstimmt). Dann läßt sich jedem Objekt eine individuelle Reihe von Differenzen gegenüber den anderen Gliedern zuordnen, die man auch, wie Abb. 4 zeigt, in einer Profildarstellung abbilden könnte.

---

1) Es muß hinzugefügt werden, daß die aus diesem Ansatz resultierenden "Differenzenskalen" nicht mit den Polaritätenskalen des vorigen Abschnittes verglichen werden dürfen, insofern, als von Intervallskalen nur der Betrag, nicht die Richtung der seriellen Differenz berücksichtigt wird. Die in Abb. 4 gezeigten Profile sind also im strengen Sinne keine "Polaritäten"-Profile. Dieser Umstand mindert u.E. jedoch nicht den Wert unseres Modells für eine grundsätzliche Kritik der Anwendung von Profilkorrelationen auf die Meßwerte einer Reihe von idealen Intervallskalen.

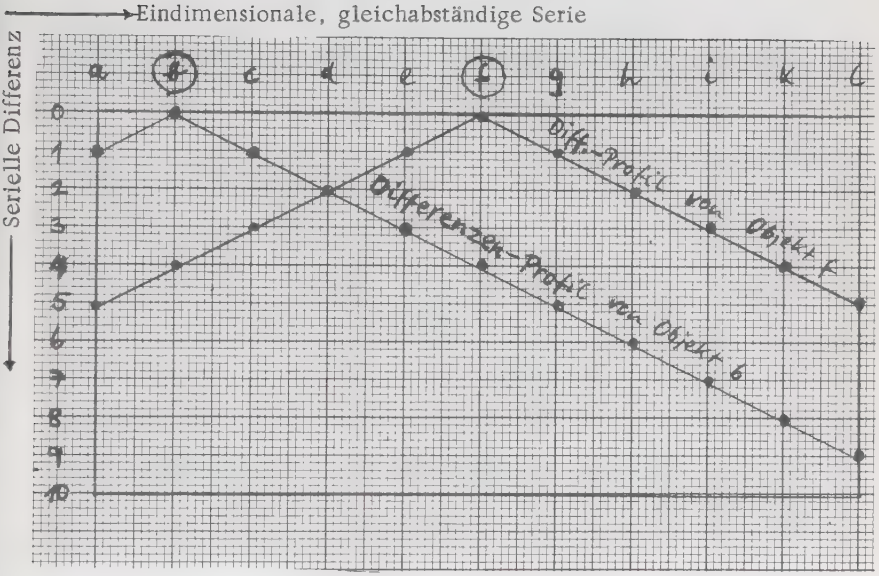


Abb. 4
Profile von "inneren" Differenzen zweier willkürlich herausgegriffener Serienglieder gegenüber allen anderen Serienliedern.

Zugehöriger Text: S. 26

Tab. 2a
Matrix von Interdistanzen (Absolutbeträge der "inneren" Differenzen zwischen jeweils zwei Gliedern einer metrisch gleichabständigen Serie)

	Maßzahl des Seriengliedes										
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
1	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
2	1	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9
3	2	1	0	1	2	3	4	5	6	7	8
4	3	2	1	0	1	2	3	4	5	6	7
5	4	3	2	1	0	1	2	3	4	5	6
6	5	4	3	2	1	0	1	2	3	4	5
7	6	5	4	3	2	1	0	1	2	3	4
8	7	6	5	4	3	2	1	0	1	2	3
9	8	7	6	5	4	3	2	1	0	1	2
10	9	8	7	6	5	4	3	2	1	0	1
11	10	9	8	7	6	5	4	3	2	1	0

Tab. 2b

Matrix von "inneren" Korrelationen zwischen jeweils zwei Gliedern einer metrisch gleichabständigen Serie.
(Hierzu wurden die Spalten der Tab. 2a paarweise nach BRAVAIS-PEARSON miteinander korreliert).

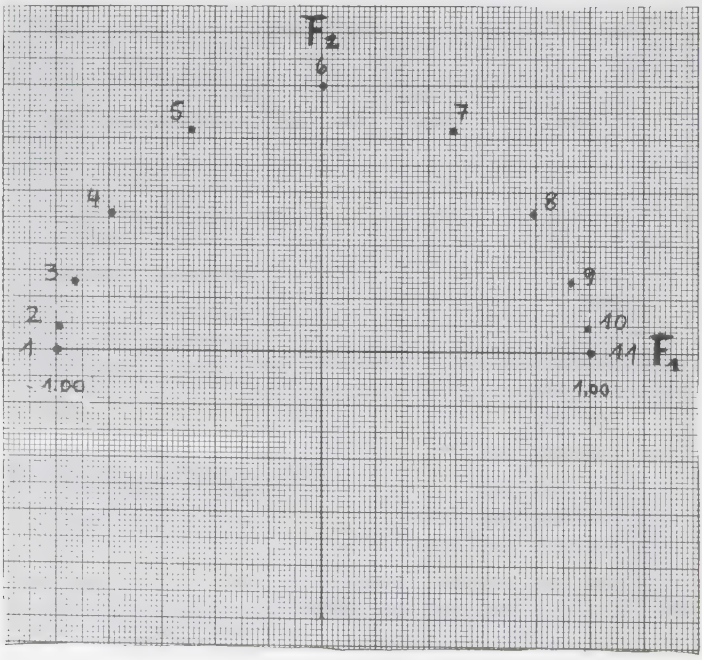
	Maßzahl des Seriengliedes										
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
1	(1.0)	.99	.93	.79	.49	.00	-.49	-.79	-.93	-.99	-1.0
2	.99	(1.0)	.97	.85	.58	.09	-.42	-.74	-.89	-.97	-.99
3	.93	.97	(1.0)	.94	.72	.26	-.26	-.62	-.81	-.89	-.93
4	.79	.85	.94	(1.0)	.89	.52	.00	-.39	-.62	-.74	-.79
5	.49	.58	.72	.89	(1.0)	.83	.41	.00	-.26	-.42	-.49
6	.00	.09	.26	.52	.83	(1.0)	.83	.52	.26	.09	.00
7	-.49	-.42	-.26	.00	.41	.83	(1.0)	.89	.72	.58	.49
8	-.79	-.74	-.62	-.39	.00	.52	.89	(1.0)	.94	.85	.79
9	-.93	-.89	-.81	-.62	-.26	.26	.72	.94	(1.0)	.97	.93
10	-.99	-.97	-.89	-.74	-.42	.09	.58	.85	.97	(1.0)	.99
11	-1.0	-.99	-.93	-.79	-.49	.00	.49	.79	.93	.99	(1.0)

Zugehöriger Text: S. 31

Serien-glied	Faktorenladung	
	F_1	F_2
1	-1.00	.00
2	-.99	.09
3	-.93	.26
4	-.79	.52
5	-.49	.83
6	.00	1.00

Serien-glied	Faktorenladung	
	F_1	F_2
7	.49	.83
8	.79	.52
9	.93	.26
10	.99	.09
11	1.00	.00

a) Faktorenmatrix



b) Koordinatendarstellung

Abb. 5
Ergebnis einer Faktorenanalyse von "inneren" Korrelationen einer metrisch gleichabständigen Serie. (Aufgrund von Differenzenprofilen)

Zugehöriger Text: S. 31

Wir haben nun rein formal dieselbe Situation vor uns, von der die im letzten Abschnitt diskutierte Profilkorrelation ausgeht: die Möglichkeit der paarweisen Zuordnung von "Profilen", die als Ähnlichkeitsbeziehung aufgefaßt werden kann. Korrelieren wir dementsprechend jeweils die zwei entsprechenden Reihen serieller Differenzen miteinander, so ergibt sich die in Tab. 2b dargestellte Matrix. Und durch wiederum völlig analoges Vorgehen wie im experimentellen Beispiel des vorigen Abschnittes gelangen wir über den Matrizenkalkül der Faktorenanalyse zur geometrischen Simultandarstellung des gesamten Korrelationengeflechtes (Abb. 5).

Eine bewußte Registrierung des Resultats zeigt folgendes:
1. Die "Faktorenstruktur" von "inneren" Korrelationen der Glieder einer eindimensionalen Serie ist zweidimensional; 2. Da bei unserem formalen Modellansatz eine inhaltliche "Interpretation" der Faktoren von vornherein entfällt, kann es sich nur um Strukturmomente des Modells handeln; 3. Objekte mit gleicher serieller Differenz korrelieren durchaus nicht immer gleich hoch; die Korrelation von Seriennachbarn schwankt in unserem Beispiel zwischen 0,99 und 0,83.

b) Diskussion

Unser Modellbeispiel hat für die Aufhellung des psychometrischen Wertes von Profilkorrelationen insofern einige Bedeutung, als es einmal von einer unproblematischen Meßgrundlage ausgeht (Annahme einer gleichabständigen psychologischen Skala) und zum anderen den resultierenden Korrelationskoeffizienten als eine direkte Funktion der idealen Serienstruktur selbst auffaßt. Damit können wir eine wichtige Frage beantworten, die sich die Initiatoren des Polaritätenprofils offensichtlich nicht gestellt haben: wie sieht denn das Resultat der Anwendung der Korrelationsstatistik auf eine Phänomenmannigfaltigkeit aus, deren Ordnungsstruktur bereits bekannt ist ?

Man hat aufgrund unserer Ergebnisse bei Korrelationsanalysen phänomenaler Eigenschaften offensichtlich folgende Punkte zu beachten:

1. Einem bestimmten numerischen Wert von r entspricht nicht eine eindeutig bestimmte Skalendifferenz zwischen dem betreffenden Objektpaar. Die "objektive" Ordnungsstruktur und die "errechnete" Korrelationengeometrie stehen nicht in einem affinen Abbildungsverhältnis.

2. Ein eindimensionales Kontinuum von "inneren" Korrelationen einer Serie verhält sich in der Geometrie der "Faktorenanalyse" als zweidimensional. Es erweist sich also phänomenologisch zumindest als

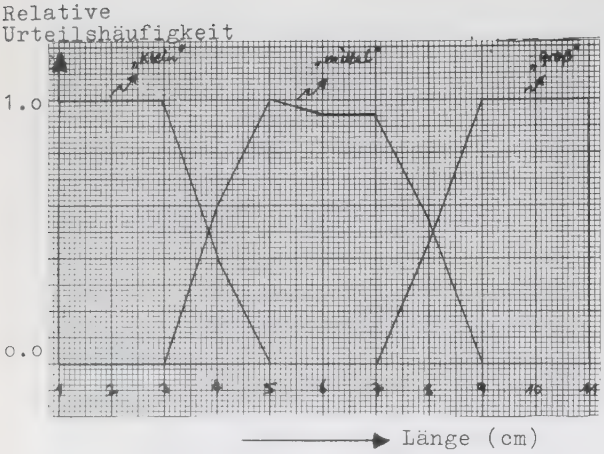


Abb. 6a
Urteilshäufigkeiten aufgrund einer Kategorisierung von Streckenlängen (Ergebnis eines auf S. 58 geschilderten Experiments mit 20 Vpn).

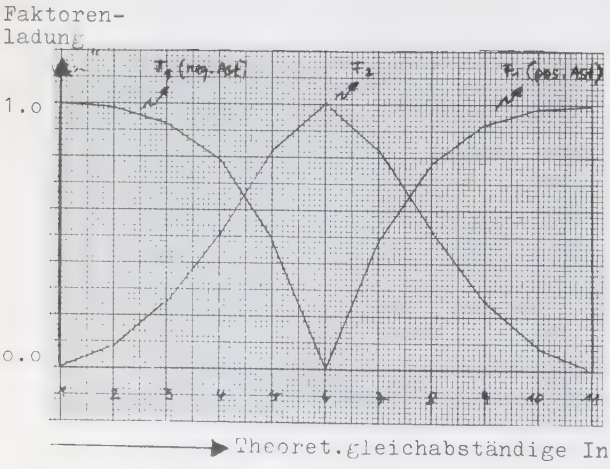


Abb. 6b
Faktorenladungen von Gliedern einer gleichabständigen Serie (abgeleitet aus dem Modellansatz der "inneren" Korrelationen, vgl. S. 25 ff!).

Abb. 6
Darstellung struktureller Parallelen zwischen Kategorienexperiment und einer bestimmten Anwendungsform der Faktorenanalyse.

Zugehöriger Text: S. 33

schief, wenn man formale statistische Unabhängigkeit ($r = 0$) ohne weiteres mit dem Vorhandensein zweier psychischer "Dimensionen" gleichsetzt. Wie man ferner bei der analogen "inneren" Korrelationsanalyse einer theoretischen zweidimensionalen Serie feststellen kann, sind zur Beschreibung eines solchen Beziehungsgefüges drei faktorenanalytische Dimensionen notwendig (s. Anhang IV). Grundsätzlich scheint demnach die Zahl der korrelationsstatistischen Dimensionen gegenüber der objektiven Ordnungsstruktur um mindestens eine Dimension erhöht.

3. Abb. 6 zeigt eine interessante Gegenüberstellung, die eine Antwort auf die Frage nach der "Interpretation der Faktoren" geben könnte. Häufigkeiten absoluter Eigenschaftsurteile (groß-mittel-klein), abgetragen auf der cm-Skala von 11 gleichabständig zunehmenden Streckenlängen, ergeben ein Bild, das der graphischen Zuordnung von "Faktorenladungen" und objektiver Serie grundsätzlich entspricht! Mehr als formale Entsprechung darf aber aus dem Ergebnis nicht herausgelesen werden.

Der zuletzt angeführte Punkt läßt ein Motiv anklingen, das uns schließlich zwingen wird, das Gebiet der "Ähnlichkeitskorrelation" vorläufig zu verlassen: Wozu so einen großen Rechenaufwand, wenn ein einfacher, direkter Kategorisierungsversuch im wesentlichen zum gleichen Ergebnis führt ? Und, da wir nun schon einmal zur Selbstkritik sensibilisiert sind: ist es nicht unsinnig, die Korrelation von seriellen Differenzen als Ähnlichkeitsmaß zu forcieren, wenn die serielle Differenz (oder der Skalenabstand) selbst bereits ein viel direkterer Ausdruck der Ähnlichkeit ist ? Und schließlich: was hat jedes auch nur mögliche "Ähnlichkeitsmaß" mit der erlebten Ähnlichkeit überhaupt gemein ? Wir kehren damit wieder zu unserer Ausgangsfrage zurück, ohne sehr viel mehr zu ihrer Beantwortung geleistet zu haben als die Bewußtmachung der Gefahren, die in einer Pseudophänomenologie liegen, welche Psychologie als angewandte Mathematik betreiben will. Für all das bisher Diskutierte gilt: Ordnungserlebnisse (absolute Urteile und Ähnlichkeitseindrücke) haben ihren phänomenologischen Eigenwert und erschöpfen sich nicht darin, Rechengrundlage für die Methodenlehre der angewandten Statistik zu sein. Im nächsten Abschnitt wollen wir deshalb die Frage nach den Ordnungschiffren, die die absoluten Eigenschafts- und Ähnlichkeitsphänomene an sich selbst tragen, unter veränderten Vorzeichen noch einmal erneut stellen.

B. Das Problem der verbalen Kategorisierung von Ähnlichkeitserlebnissen

Unsere Grundfrage, wie wir sie in den Vorbemerkungen zu diesem Kapitel gestellt haben lautete: gibt es eine phänomenologische Mathematik, die die naheliegende Forderung erfüllt, daß Erlebnis und Ergebnis auf den gleichen Effekt hinauslaufen ? Aus zweierlei Gründen realisiert die Methodik der Profilkorrelationen dieses Ziel nur sehr unvollkommen. Erstens sind die Maßprobleme als notwendige Voraussetzungen des Korrelationenkalküls ungeklärt: bis zum Beweis des Gegenteils darf man bezweifeln, daß das Eigenschaftserlebnis auf den graphischen Polaritätenskalen auch richtig verschlüsselt, chiffriert wird. Und zweitens, selbst wenn man dieses Problem in idealer Weise als gelöst voraussetzt, zeigt es sich, daß die Daten durch die Korrelationsstatistik offensichtlich falsch programmiert werden: es ergeben sich im Endresultat nachweisbare Verzerrungen der richtigen metrischen Verhältnisse.

Gibt es eine "direktere" Chiffrierung des Erlebnisses als seine verbale Kategorisierung ? Wohl kaum. Man sage aber nicht, daß deren Wert stark von der individuell verschiedenen Mitteilungsfähigkeit eingeschränkt werde; denn das gilt erstens für alle Weisen der Erlebnisäußerung, muß also hingenommen werden, und ist zweitens auf dem Felde der absoluten Eigenschaften, das wir ja hier zum Gegenstand haben, ohnehin nicht zutreffend. Man muß nämlich weder ein Erlebnis- noch ein Formulierungskünstler sein, um festzustellen, daß eine Landschaft lieblich, ein Geldbetrag hoch, ein vollgestopfter Koffer schwer und die Lufttemperatur unerträglich warm ist. Ebenso unmittelbar und informativ sind die diesen absoluten Urteilen entsprechenden Ähnlichkeitsaussagen. Aber man versteht nun auch, warum viele Experimentalpsychologen die Erlebnisaussagen ihrer Vpn gerade nicht kategorial, sondern in einer pseudoquantitativen Form zu Protokoll nehmen wollen: eine verbale Kategorie hat unbequemerweise von vornherein garkeine numerische Brauchbarkeit! Mit einer Verbalisierung läßt es sich ja nicht ohne weiteres rechnen ...

Dieser Sachverhalt, für alle, die Wissenschaftlichkeit in der Psychologie mit Quantifizierung gleichsetzen, eine unangenehme Schwierigkeit, konturiert jedoch Wesen und Grenzen einer phänomenologischen Mathematik in aller Schärfe: Ordnungslehre ist in der Psychologie nicht Forschungsinstrument, sondern zuallererst selbst Forschungsgegenstand. Wenn schon eine Erlebnisverbalisation die funktional vorhandenen Ordnungsstrukturen nicht selbst artikuliert, so ist sie doch nur aus einer bestehenden Ordnung heraus erst möglich, die es aufzuzeigen gilt.

1. Allgemeine Betrachtungen über die Mathematik des Erlebnisverhaltens im Phänomenexperiment

Ein absolutes Urteil (schön, groß, befriedigend ...) wird nicht als "Messung" erlebt. Und dennoch erweist es sich bei funktionaler Betrachtung als eine (durchaus nicht willkürliche) "Ermessens"- Aussage ...

a) Was heißt überhaupt Metrik ?

Die Laienmeinung, Messung sei wesenhaft nichts anderes als Quantifizierung, ist irrig. Der zentrale Punkt aller bis heute gültigen Meßtheorien ist die Voraussetzung von Verknüpfungsregeln, durch die eine Reihe von Daten erst die Dignität einer Meßreihe, einer "Skala", bekommt. Messung ist also eine spezielle, wohldefinierte Form der An-Ordnung. Die am Anfang aller Messungsaxiomatik stehende Frage, was das Minimum an notwendigen Messungspostulaten zu sein habe, wurde zuerst von HELMHOLTZ aufgeworfen. Er stellte in den Mittelpunkt seiner Betrachtungen das Postulat von der additiven Verknüpfung der Reihenglieder; d.h. die Dignität einer Messung ist erst gegeben, wenn beispielsweise auf einem eindimensionalem Kontinuum in sich widerspruchsfreie Additionen (und Subtraktionen) durchgeführt werden können: AC = AB + BC oder AB = AC - BC u.ä. In der Tat ist die Additionsregel das einleuchtendste und wohl auch praktikabelste Messungspostulat. Aber, wie es sich in der Fortentwicklung der HELMHOLTZ'schen Gedankengänge gezeigt hat, nicht das einzige. Hier wäre vor allem die vor wenigen Jahren erschienene Arbeit PFANZAGLs (13) zu erwähnen, ohne daß wir hier jedoch auf Einzelheiten eingehen wollen. Wichtig ist jedoch seine grundsätzliche Verallgemeinerung des Messens als einer kettenartigen Verknüpfung aller Glieder einer Reihe durch Operationsmodi, die, wie immer sie auch definiert werden mögen, zu einem in sich konsistenten System von Operationen führen müssen. Von den vielen möglichen Skalierungsmethoden die PFANZAGL zusammengestellt hat, sei als besonders anschauliches Beispiel kurz die Anwendung dieses allg. Grundsatzes auf das sog. "Mittelungsverfahren" skizziert. Als "Mittelwert" (M_{AB}) von zwei Ausgangsdaten (A und B) kann ein Resultat nur dann legitimiert werden, wenn folgende Verknüpfungsregel erfüllt ist: die erneute zweimalige Anwendung der Mittelungsoperation auf die beiden aus dem vorhandenen Mittelwert M_{AB} und den Ausgangsdaten A und B zu bildenden Wertepaare führt zu zwei neuen Mittelwerten

$$M_1 = M_{AM} \text{ und } M_2 = M_{BM};$$

die schließlich nochmals durchgeführte Mittelung dieser Mittelwerte muß aus

logischen Gründen im Ergebnis dem allerersten Mittelwert (M_{AB}) entsprechen. Tut sie das nicht, dann ist das Operationssystem nicht konsistent und die angebliche Mittelung nur eine Pseudomessung.

Es besteht kein Zweifel, daß "Ordnung" ein transdisziplinärer Begriff ist (der übrigens seltsamerweise bisher noch nicht befriedigend definiert werden konnte, auch nicht in der Mathematik!). Dieser Begriff hat auch in der Psychologie seinen Platz: wir sprechen ja bereits im vorwissenschaftlichen Sprachgebrauch von der Ordnung des gesunden Seelenlebens und können ferner nicht ableugnen, daß wir in unserer Phänomenwelt phantastisch unwahrscheinliche Ordnungen antreffen. Unter diesem Aspekt hat die Thematik der Messung, als spezieller Form von Anordnung, auch in der Psychologie ihren Sinn. Allerdings macht es der besondere Untersuchungsgegenstand, die unmittelbare Phänomenwelt, der theoretischen Psychologie unmöglich, das Messungsgebaren anderer Wissenschaften zu kopieren. Es ist ihr nicht möglich, ihre Maßeinheiten, ihr "Urmeter" konventionell festzulegen, wie es z.B. die Physik tun konnte. Und sie kann sich erst recht nicht, um etwa à tout prix mit einer mathematisierten Funktionenlehre aufzuwarten, in den Notbehelf der bloßen Quantifizierung von Phänomenen retten. Zur Messung gehört eben mehr als die Arithmetisierung von irgendwelchen Aussagen, nämlich die innere Konsistenz eines mehrgliedrigen Aussagengeflechts. Die Psychologie braucht also ein gebietseigenes Axiomensystem, das die Garantie dafür liefert, daß in der Psychometrie (wie gesagt) Erlebnis und Ergebnis auf den gleichen Effekt hinauslaufen, was schließlich auf die Frage hinführt: ist Quantität ein mitgegebenes Strukturmoment der Qualia ? Nicht die Quantifizierung "von außen", sondern eine Mathematik "von innen" kann die Selbstordnung der Phänomene widerspiegeln.

So ist das cm-Maß im Raume der Physik wohl ein axiomatisch einwandfreies Maß, aber keinesfalls im Raume der Psychologie. Wenn ich jemanden auffordere, die cm-Länge von Stäben zu schätzen, erhalte ich k e i n e Skala, die den Messungspostulaten entsprechen würde. Eine cm-Angabe ist zwar eine auch von den Psychologen gerne benützte Transportvorschrift, die es erleichtert, überall auf der Welt gleiche Experimentalbedingungen herzustellen, aber als cm-B e n e n n u n g kein psychologisches Maß, denn es fehlen die Verknüpfungsoperationen (ein Einwand, der für die STEVENSschen Längenskalen, die auf magnitude estimation basieren, gilt (15)). Überdies ist es empirisch belegt, daß vier "geschätzte" cm plus 3 "geschätzte" cm nicht gleich sieben "geschätzte" cm sind, womit die additive Verknüpfung nicht gewährleistet ist. Weil sich die cm-Schätzung des Gedächtnisses bedient, ist es jedoch möglich, durch "Schulung" diese Pseudometrik schließlich meßgeräthaft werden zu lassen; man ge-

langt aber dadurch nicht zu einer Psychometrie, die von der unmittelbar erlebten Länge auszugehen hätte. Darauf werden wir im nächsten Abschnitt eingehen.

Das heißt aber keineswegs, daß die Psychologie von der Beschäftigung mit physikalischen Maßsystemen überhaupt keinen Nutzen zu erwarten hätte, im Gegenteil: eine Zuordnung von Erlebnisaussagen zu physikalischen Meßdaten liefert sozusagen eine nachträgliche phänomenale Eichung, deren praktische Konsequenzen auf der Hand liegen (bekanntlich war dies einer der Ausgangspunkte der FECHNER'schen Psychophysik). Überhaupt steckt im Aufbau des physikalischen Maßsystems soviel anschauungsgebundene Konvention, daß die Psychologie sehr wohl manches Interessante dazu zu sagen hätte. Ferner: wenn man die einzelnen Regeln der auf physikalischem Boden erwachsenen Messungsaxiomatik näher besieht, drängt sich die Frage auf, ob nicht auch hierin sehr viel Psychologie steckt: die Verknüpfungsregeln der Additivität oder der fortgesetzten Mittelung sind mathematisch durchaus nicht zwingend (es gibt nachweisbar unzählige andere Verknüpfungsmodi), sondern haben vor allem anschauliche Überzeugung für sich. "Anschauliche Überzeugungen" sind aber ein Gegenstand der Psychologie. Und, um das Spezifikum der psychologischen Ordnungslehre an diesem Beispiel nocheinmal zu beleuchten: "Mittelung" ist für den Physiker nur eine Konvention; für uns Psychologen geht es vielmehr darum, "Mitte" als Erlebnis aufzuweisen, nicht nur als operatives Verhalten.

b) Häufigkeiten kategorialer Urteile im Lichte der Messungsaxiomatik

Ein absolutes Urteil ist bestimmt nicht eine Operation, die die Erfordernisse der Messungspostulate erfüllen könnte. Es läßt sich nicht addieren oder mitteln. Aber, wie wir schon im ersten Kapitel dargelegt haben, hat das phänomenale Eigenschaftserlebnis eine funktionale Entstehungsgeschichte hinter sich, die es sehr wohl gestattet, das absolute Urteil ungeachtet seiner phänomenalen Autarkie als die Resultante bereits zum Stillstand gekommener Verknüpfungsprozesse aufzufassen. Das Modell dieser Entstehungsgeschichte schien uns in der Annahme zu liegen, daß aus einer objektiven Serie nach erfolgter Ausbildung von (realen oder idealen) Grenzen das sozusagen phänomenal geeichte Bezugsystem hervorgebracht wird, das nun die Folie für die absoluten Eigenschafts- und Ähnlichkeitserlebnisse abgibt.

WITTEs (18)formales Modell der Genese von Bezugsystemen kategorialer Urteile geht im wesentlichen von diesen Voraussetzungen aus. Die Tatsachen einer beidseitig begrenzten Serienmannigfaltigkeit von phänomenalen Gegenständen steht am Anfang seiner Überlegungen. Die Lage jedes Seriengliedes ist

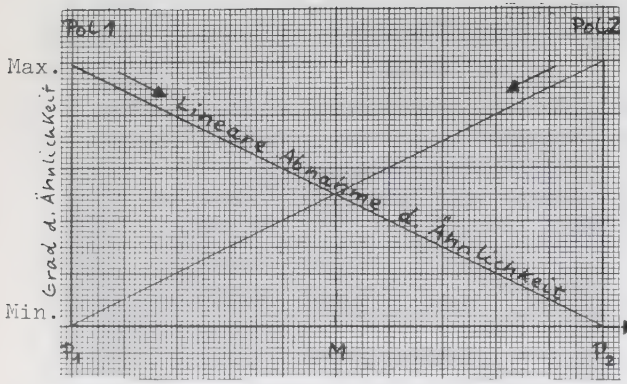


Abb. 7a

Erläuterung:
Durch Überschneidung der beiden Polähnlichkeiten entsteht zunächst die Mittencäsur M.

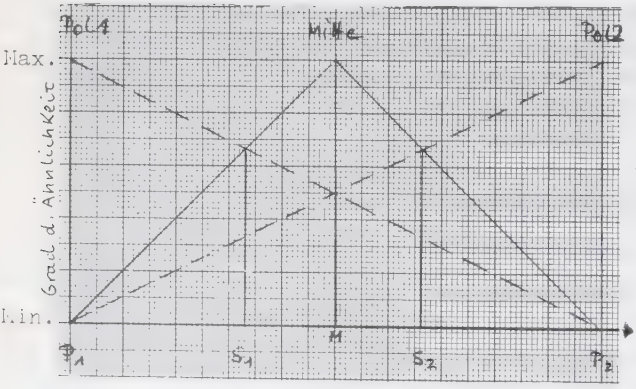


Abb. 7b

Erläuterung:
An der Seite M entsteht ein neuer (Mitten-) Bereich. Durch nochmalige Überschneidung ergeben sich die neuen Cäsuren S_1 und S_2.

Zeichenerklärung:

P_1 und P_2 = Pole der psycholog. Skala (Extremwerte der Serie)

M = Theoretisch zu erwartende Lage der Bereichscäsur bei Zweierkategorisierung

S_1, S_2 = Theoretisch zu erwartende Lage der Bereichscäsuren bei Dreierkategorisierung

Abb. 7
WITTEs genetisches Modell der Bereichsbildung von Kategorialsystemen.

Zugehöriger Text: S. 39

durch die Differenzen zu den beiden Polwerten hinreichend bestimmt. Es wird nun angenommen, daß die Zu- bzw. Abnahme der Pol-"Ähnlichkeiten" längs des Kontinuums linear verläuft (s. Abb. 7a). (Fügen wir gleich hinzu: der Terminus "Ähnlichkeit" steht hier als anschauliche Metapher für bessere Begriffe, die es nicht gibt; diese Bemerkung ist wichtig, weil sich faktische Ähnlichkeitsurteile zu dem unterliegenden Kontinuum in mehrfacher Hinsicht anders, als es die Darstellung vermuten ließe, verhalten. Einzelheiten dazu im nächsten Abschnitt). An der Stelle, wo sich die beiden Pol-"Ähnlichkeiten" schneiden (Punkt M in Abb. 7a), entsteht eine "Unsicherheitsstelle", an der es aus funktionalen Gründen zu einem Entscheidungskonflikt kommen muß darüber, welchem der beiden Pole man das betreffende Objekt zuordnen wolle. Es konnte in der Tat empirisch belegt werden, daß eine Zweierkategorisierung (z.B. groß-klein) von den Vpn bei Objekten innerhalb der engeren Umgebung dieser Cäsur als geradezu quälende Zumutung erlebt wurde. Danach ist es kein Wunder, daß sich bei Fehlen des experimentellen Zwanges ganz von selbst eine zusätzliche "Mitten"-Kategorie als rettende Lösung anbietet. Abb. 7b bringt die formale Erweiterung des genetischen Modells durch einen entsprechenden Mittenbereich. Da, wie aus der Zeichnung ersichtlich, die Mitten-"Ähnlichkeit" randwärts doppelt so schnell abnimmt wie die Rand-"Ähnlichkeit" mittenwärts, kommt es zur Ausbildung von zwei neuen Schnittpunkten, die das gesamte Kontinuum in drei gleichgroße Abschnitte unterteilen

$$(\overline{P_1S_1} = \overline{S_1S_2} = \overline{S_2P_2} = \frac{1}{3} \text{ der Gesamtlänge}).$$

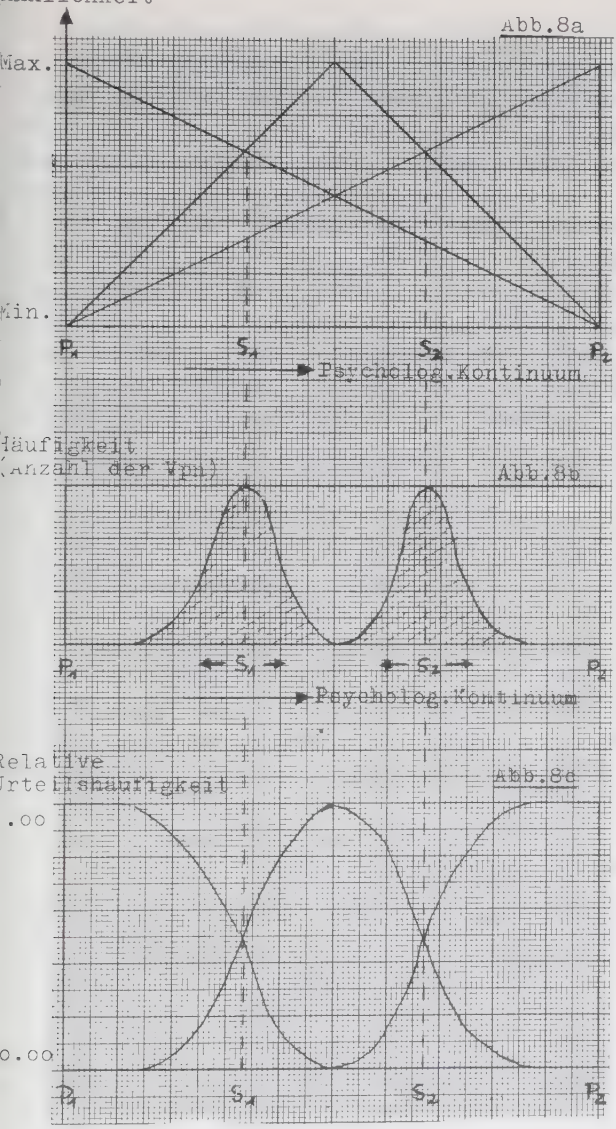
Die neuen Schnittpunkte können nun theoretisch zu Organisationszentren für weitere Bereiche werden usf.

Betrachten wir hier nur den Fall der Dreierkategorisierung, da sich daran alle wichtigeren Problempunkte übersichtlich diskutieren lassen. Zunächst sei die Aufmerksamkeit auf die Tatsache gerichtet, daß das genetische Modell dem in Spontanversuchen immer wieder zu beobachtenden unwiderstehlichen Zug zur Einführung einer Mittenkategorie durch die Vp Rechnung trägt. Es wird damit sozusagen das aufdringliche Absolutum "Mitte" funktional "erklärt", obwohl ja die funktionale Dependenz im unmittelbaren Erleben nicht mehr präsent ist (eine Kommode "mittlerer" Größe ist mittelgroß und eine bestimmte Körperlänge ist normal). "Mittelung" braucht demnach als Messungspostulat in der Psychologie nicht einmal nur Konvention zu sein, es ist sogar als Erlebnis gegeben! - Des weiteren verdient die Übereinstimmung des Modells mit empirischen Befunden hinsichtlich der gleichgroßen Kategorialabschnitte (Abstände zwischen den Polen und Cäsuren) Beachtung. Bei Kategorisierungsversuchen mit drei vorgegebenen Kategorien liegen die empirischen Cäsuren in der Regel an den vom Modell vorhergesagten Stellen (Abb. 7b), so z.B., wenn man die Häufigkeiten

der absoluten Urteile"groß-mittel-klein" über Bleistiftlängen auf die cm-Skala bezieht. Was das genetische Modell jedoch nicht leistet, ist die exakte Abbildung der Häufigkeitsverteilungen absoluter Urteile; dies würde nota bene auch seine Kompetenzen überschreiten. Als "genetisches" Modell bezieht es sich lediglich auf die funktionalen Prozesse, die die Matrize für das darauf erst aufbauende Erlebnisverhalten liefern. Letzteres aber hat seine (z.B. wahrscheinlichkeitstheoretischen) Eigengesetzlichkeiten, die das funktionale Thema sozusagen statistisch "umspielen". Was damit gemeint ist, wollen wir im Folgenden erläutern.

Das genetische Modell WITTEs veranschaulicht die Entstehung von Bereichscäsuren und die Genese gleichgroßer Kategorialabschnitte aus der "inneren Geometrie" einer zweipoligen Serie heraus. Es erklärt, daß ein Bezugsystem Struktur hat und welcher Art diese Strukturmomente sind. Cäsurenbildung, Grenzziehung, Bereichsbildung ist also das funktionale Substrat absoluter Eigenschaftserlebnisse und so "trifft" umgekehrt ein absolutes Urteil ("leicht", "mittelschwer" u.a.) einen Kategorialabschnitt, während es phänomenal unmittelbar eine Dingqualität wiedergibt. Dieses "Treffen" ist nun zweifellos ein statistischer Vorgang, wie ein Schuß auf die Zielscheibe. Jeder "weiß" auch genau, was er zu tun hat, wenn er z.B. aufgefordert wird, eine Strecke graphisch "nach Augenmaß" zu mitteln; und dennoch ist das Resultat von Person zu Person verschieden, die Ergebnisse "streuen" um den Idealwert. So ist es mutatis mutandis auch bei der Verbalisierung von Eigenschaftserlebnissen: jeder "weiß" imgrunde genau, wo bei einer Dreierkategorisierung die Bereichsgrenzen "zu liegen haben", entsprechend der durch das genetische Modell dargestellten strukturellen Prozesse (Abb. 8a). Aber bei bunter Darbietung der Serienreize (wie sie experimentell allgemein üblich ist), hat die Vp Schwierigkeiten, die Cäsur am Einzelreiz zu identifizieren, sie "irrt" sich (ohne jedoch in ihren Aussagen subjektiv unaufrichtig zu sein). Und da eben "jeder anders irrt", ergibt sich aus den Aussagen des Versuchskollektivs um jede Ideallage einer Cäsur herum eine Häufigkeitsverteilung von "Treffern", die, wie man aus vielen empirischen Resultaten als gerechtfertigt ansehen darf, der statistischen Fehlerverteilung (Gauß'sche Normalverteilung) entspricht (Abb. 8b). Verteilen sich aber die Cäsurenlagen normal, so ist das Verteilungsgesetz der Urteilshäufigkeiten mit Notwendigkeit das der Normalverteilungsogive (Abb. 8c). Genau dies ist das jedem Experimentator von Kategorisierungsversuchen her vertraute Bild.

Dieses durch die Normalverteilungsogive beschreibbare Verteilungsgesetz kategorialer Häufigkeiten bildet bekanntlich die theoretische Grundlage für eine ganze Reihe psychologischer Skalierungsverfahren. (Es ist ja sofort aus Abb. 8c einleuchtend, daß man, da das Verteilungsgesetz bekannt ist, von



Erläuterungen:

a) Die vom genetischen Modell WITTEs geforderte ideale Lage der Bereichscäsuren (S_1, S_2) auf einem zweipoligen psychologischen Kontinuum (P_1 P_2). Es gilt die Beziehung

$$\overline{P_1S_1} = \overline{S_1S_2} = \overline{S_2P_2}.$$

b) Bei genügend großer Zahl an Vpn verteilen sich die im Kategorienexperiment empirisch gefundenen individuellen Bereichscäsuren um die ideale Lage herum normal, und zwar unabhängig voneinander.

c) Wenn nicht, wie in Kategorienexperimenten üblich, die Cäsuren, sondern die Kategorien selbst registriert werden, dann ist mit Notwendigkeit die Integralkurve der Normalverteilung das Verteilungsgesetz der ausgezählten Urteilshäufigkeiten.

Abb. 8
Die theoretisch-funktionalen Grundlagen für das Verteilungsgesetz von Häufigkeiten absoluter Urteile im Kategorienexperiment. Schematische Darstellung.

Zugehöriger Text: S. 40

jedem Häufigkeitswert eindeutig auf den zugeordneten Skalenwert schließen kann). Die Priorität dieses Gedankens hat L.L. THURSTONE[1], der ihn zu einem fundamentalen Urteilsskalen-Modell (judgment scaling model) ausbaute, das gleichermaßen für Vergleichsurteile und absolute Kategorien gilt, und zwar ohne auf physikalische Meßwerte rekurrieren zu müssen. Es führt zu Skalen von interner Konsistenz, wobei das Messungspostulat der fortgesetzten additiven Verknüpfung zur Anwendung gelangt. Die zugrundeliegende Maßeinheit ist n.b. die Streuungseinheit der Normalverteilung. Nun wird ja auch in der Physik jedem Meßinstrument eine gewisse Streubreite der Messungsfehler zugestanden, aber man darf einen wichtigen Punkt nicht übersehen, der u.E. auf dem Boden der physikalischen Tradition ein völliges Novum darstellt: in der Psychologie sind nicht wie in der Physik Koinzidenzen, denen notgedrungen eine gewisse Fehlerstreuung zugestanden wird (Zeigerablesungen!), Messungsgrundlage, sondern das Verteilungsgesetz der Ungenauigkeiten selbst! Es wird also unausgesprochen aus dem Charakter der Urteilsstreuung auf die Natur des zu Messenden geschlossen, gleichsam als wenn es sich erst aus der Fülle der Möglichkeiten seines Verfehltwerdens offenbaren würde. Dieser Punkt aber ist unseres Erachtens weder von THURSTONE noch von den anderen Psychometrikern genügend scharf betont worden: daß Verhaltensweisen, Reaktionen, Urteilsaussagen in genau dem Maße streuen, als es das System erst erlaubt! Im übrigen fügt sich der für Kategorisierungsexperimente gültige Befund hinsichtlich der speziellen Gesetzmäßigkeiten in den Rahmen bisheriger Erkenntnisse ein: Normalverteilungen des Verhaltens unter gleichen Umständen sind in der differentiellen Psychologie längst bekannt.

2. Spezielle Eigenarten des Ähnlichkeitsurteils

Unter den eben gemachten Voraussetzungen dürfen wir annehmen, daß die allgemeinen Gesetzlichkeiten verbaler Kategorisierung auch auf das Ähnlichkeitsurteil zutreffen. Wir hatten bereits früher ausgeführt, daß Ähnlichkeits- bzw. Verschiedenheitsurteile selbst funktional relativ sind und, um es etwas kompliziert auszudrücken, eine phänomenale Eichung serieller Differenzen darstellen. Analoge Überlegungen wie im letzten Abschnitt lassen uns erwarten, daß das Verteilungsgesetz der Häufigkeiten von Ähnlichkeitsurteilen hinsichtlich einer Skala von Differenzen wiederum normalogivisch sein wird. In der Tat wurde diese Verteilungsform in empirischen Studien immer wieder angetroffen.

Nun zur Erörterung einer Frage, die schon bei der Diskussion des genetischen

---

1) Zitiert nach GUILFORD (4).

Modells der Bereichsbildung angeschnitten wurde (S. 39): spannt sich die Ähnlichkeitsogive im Extremfall (d.h. bei Beurteilung der Polähnlichkeiten) von einem Pol der Serie bis zum anderen ? Auch hier bringen empirische Befunde eine Klärung: die Kurve der Urteilshäufigkeiten über Polähnlichkeit endet bereits ziemlich genau in der Skalenmitte (s. Abb. 9a). Anders ausgedrückt: die phänomenale Gegensatzspanne ist annähernd nur halb so lang wie die Gesamtlänge der Serie. Ein Erklärungsversuch könnte von dem plausiblen Gedanken ausgehen, daß das Ähnlichkeitserlebnis formal einer Paarbildung zweier Objekte auf dem Hintergrund der Gesamtskala entspricht (vgl. die Ausführungen auf S. 5 f.). Polähnlichkeit würde nur dann erlebt werden, wenn sich das Vergleichsobjekt innerhalb der entsprechenden Skalenhälfte befindet. Da sich aber in experimentellen Studien zusätzlich gezeigt hat, daß die gleiche Skalendifferenz ungeachtet ihrer Lage auf der Gesamtskala stets gleichviele Ähnlichkeitsurteile bekommt, wird man annehmen können, daß die einer Paarbildung gegenüber den Polen entsprechende "Gegensatzspanne" sozusagen schematisch als Einheitsmaßstab auf die Beurteilung aller anderen Differenzen transponiert wird. Damit wäre das Messungspostulat der fortgesetzten additiven Verknüpfung auch für die Skalierung aufgrund der Häufigkeiten von Ähnlichkeitsurteilen erfüllt.

Es sei nun zuletzt noch auf eine besondere Eigenart der Ähnlichkeitskategorisierung hingewiesen. Der Ähnlichkeitsversuch wird von uns in der Regel so durchgeführt, daß der Vp die Elemente einer Serie paarweise vorgelegt werden, mit der Aufforderung zu beurteilen, ob die betreffenden Objekte als einander ähnlich oder voneinander verschieden erlebt werden. Der Leser mag den experimentellen Wert dieser groben Zweierkategorisierung bezweifeln. Wir haben aber sehr früh die Erfahrung gemacht, daß die Vpn bei der Ähnlichkeitsbeurteilung von sich aus garnicht nach einer Mittelkategorie verlangen, ja sie äußern sogar bei Befragen, daß es für sie in dieser Hinsicht nur ein Entweder-Oder gebe. Übrigens kennt die deutsche Sprache bezeichnenderweise für diese hypostasierte Mittelzone der Ähnlichkeit keinen eigenen Ausdruck (als möglicher Behelf können lediglich die Fremdwörter "neutral" oder "indifferent" dienen, "mittelähnlich" hat das Air eines phänomenologischen Artefakts). Das mag seinen Grund darin haben, daß diese Zweierkategorisierung sich bei näherem Zusehen als latente Dreierkategorisierung entpuppt. Die Kategorisierung nach Ähnlichkeit hat nämlich enge Bezüge zum Vergleichsurteil des klassischen psychophysischen Konstanzverfahrens (s. Abb. 9b). Da aber im Ähnlichkeitsversuch ein Objektpaar nicht als Zuordnung eines "Standard"- und eines "Vergleichs"-Reizes figuriert, sondern sozusagen "aneinander" verglichen wird, fallen die beiden komparativischen Extrembereiche des Konstanzverfahrens in einem einzigen "Verschiedenheits"-Bereich zusammen. Ob aus dieser formalen Verwandtschaft der beiden Verfahren auch eine charakteristische Übereinstimmung der empirischen Ergebnisse resultiert, wird sich zeigen müssen.

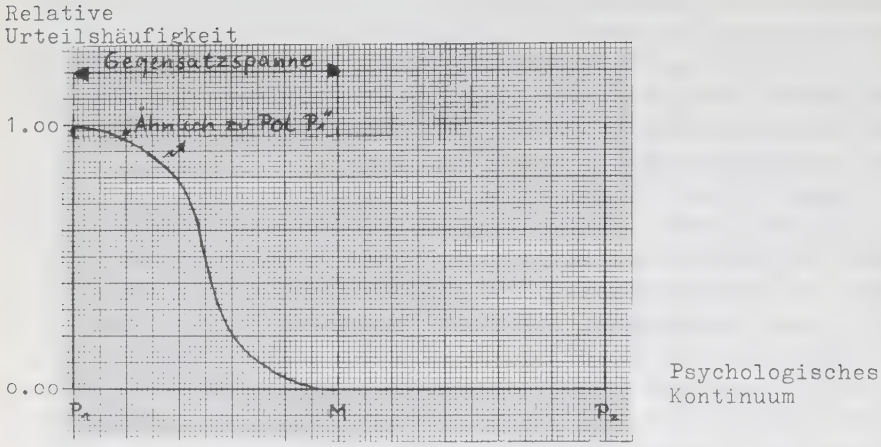


Abb. 9a
Das Verhältnis der phänomenalen Gegensatzspanne zur Gesamtskala. (Schematische Darstellung)

Zugehöriger Text: S. 43

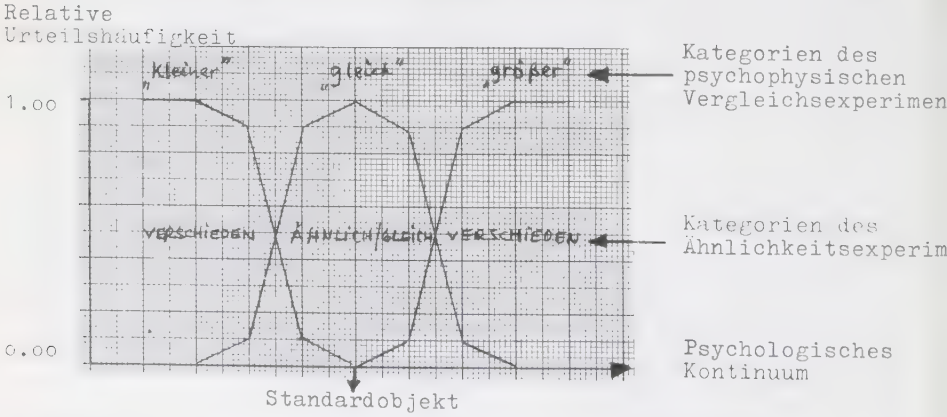


Abb. 9b
Beziehungen zwischen der Ähnlichkeitskategorisierung und dem psychophysischen Konstanzverfahren. (Schematische Darstellung)

Zugehöriger Text: S. 43.

C. Das Problem der Auswechselbarkeit mathematischer Ähnlichkeitsmodelle

Ein sehr wichtiges Geschäft empirischer Forschungsarbeit liegt bekanntlich in dem Aufsuchen von theoretischen Funktionen, die die Struktur eines vorliegenden Datenmaterials optimal beschreiben sollen. Über die Definition dieses Optimums aber läßt sich erfahrungsgemäß streiten, und selbst wo man ein verbindliches Kriterium akzeptiert hat (z. B. das Prinzip der kleinsten Fehlerquadratsumme nach GAUSS), gibt es gelegentlich mehrere theoretische Möglichkeiten zu seiner Realisierung. So kann es vorkommen, daß der eine Wissenschaftler eine empirische Funktion durch eine logarithmische Kurve approximiert, während sein Antipode mit nicht mehr und nicht weniger stichhaltigen Gründen eine hyperbolische Funktion für angemessen hält. Dem ersteren kommt es dabei evtl. gelegen, daß er mit seiner Approximationsformel an die Tradition der Psychophysik anknüpfen kann, während der andere willkommenen Anschluß an eine völlig andere Theorienzone findet. Kurz: im Rahmen näherungsmathematischer Überlegungen kann ein und dasselbe Material als Verifikationsbasis für verschiedene wissenschaftliche Hypothesen dienen, nur weil es mit verschiedenen funktionalen Modellen verträglich ist. Natürlich wird der Wissenschaftler, falls eine derartige Diskrepanz zum offenen Konflikt führen sollte, im experimentum crucis eine Entscheidung herbeizuführen suchen; dies aber schafft die für eine wissenschaftstheoretische Ordnungslehre sehr wichtige Tatsache nicht aus der Welt, nämlich das Vorhandensein von innerhalb gewisser Grenzen verträglichen Funktions-"Familien". In diesem Thema glauben wir mit den folgenden Überlegungen zur Verträglichkeit verschiedener Ähnlichkeitsmodelle etwas Anschauungsmaterial beibringen zu können. In den ersten beiden Abschnitten dieses Kapitels hatten wir ja die mannigfachen Ansätze zu einer Ähnlichkeitsmathematik (Korrelationen, Faktorenanalyse, Häufigkeitsbetrachtungen und Skalierung) ohne innere Bezüge nacheinander behandelt. Nun wollen wir die Frage stellen: gibt es überbrückende Gemeinsamkeiten formaler Natur ?

1. Näherungsfunktionen für Urteilshäufigkeiten

Es gibt gute Gründe, das Verteilungsgesetz kategorialer Urteilshäufigkeiten in der Normalverteilungsogive zu suchen (s. S. 40!). Nun wurde seit jeher als leidige Tatsache vermerkt, daß diese Integralkurve, da nur in der Form einer komplizierten Reihenentwicklung darstellbar, mathematisch sehr unhandlich ist. Dies weckte den Gedanken an die Einführung einer mathematisch einfacheren, aber statistisch befriedigenden Näherungsfunktion. TORGERSON (17) berichtet in seinem Buch über psychologische Skalentheorien von der Verwendung der Arcussinus-Funktion und der sog. logistischen Funktion für diesen Zweck. Beide Approxi-

mationen haben sich empirisch als vollwertiger Ersatz für die Ogivenfunktion verwenden lassen. Auch der Verfasser gelangte aus wahrscheinlichkeitstheoretischen Überlegungen auf eine weitere sehr gute Näherungsfunktion (s. Anhang V). Sicher gibt es noch eine ganze Reihe gleichermaßen verträglicher Ersatz-Funktionen, aus der hier lediglich eine bestimmte herausgegriffen werden soll, weil sie in unserem Zusammenhang besonderes Interesse beanspruchen darf: die Approximation der Normalverteilungsogive durch die trigonometrische Kosinusfunktion.

Betrachtet man die Kurvenzüge der Abb. 8c (S. 41) (die etwa den empirisch gefundenen "Ogiven" entsprechen), so gleichen sie in ihrer symmetrischen S-Form nach Augenmaß durchaus den bekannten Kosinus-Kurven. Es fragt sich nun, ob die formale Übereinstimmung soweit geht, daß man die beiden Funktionen bei der Aufarbeitung empirischer Häufigkeitsdaten wechselseitig ersetzen könnte. Wir stellten zu diesem Zweck folgende Überlegung an: gegeben sei eine eindimensionale gleichabständige Skala, zwischen deren Polen eine Ogive schwingt, dann sind die Abstände zwischen den einzelnen Skalenwerten in Streuungseinheiten (u-Werte[1]) ausdrückbar. Wir haben also sozusagen, ausgehend von einer Häufigkeitsverteilung unter Verwendung der Ogivenfunktion eine gleichabständige Skala erhalten. Und nun die entscheidende Frage: wie groß ist die Verzerrung der objektiv richtigen Skala, wenn wir die gleichen Häufigkeitswerte stattdessen mit Hilfe der Kosinusfunktion in Bogengrade umwandeln? Abb. 10a und b veranschaulichen das (im Anhang unter Punkt VI hergeleitete) Resultat. In Abb. 10a sind die aus den jeweils gleichen Häufigkeitswerten abgeleiteten -Werte und Bogengrade paarweise gegenübergestellt. Man erkennt, daß über einen ziemlich weiten Bereich (etwa zwischen den Grenzen _ 1,6u eine annähernd lineare Beziehung besteht. Noch besser wird die Verträglichkeit, wenn man zur Skalierung (wie es in der psychometrischen Praxis üblich ist) unserer theoretischen Mannigfaltigkeit alle verfügbaren Einzeldistanzen heranzieht und für jede Skalendifferenz den Mittelwert aller nach der additiven Verknüpfungsregel gewonnen Präsumptivwerte heranzieht (ausgehend davon, daß auf einem eindimensionalen Kontinuum AB = AC - BC = AD - BD = AE - BE usw. gilt). Abb. 10b zeigt die Gegenüberstellung der beiden schließlich resultierenden Einzelskalen. Auch der Leser, der die unmittelbar vorangehenden abstrakten Erläuterungen in der Vorstellung vielleicht nur schlecht realisieren konnte, möge lediglich dies Ergebnis festhalten: eine lege artis vorgenommene Skalierung von Häufigkeiten mittels der Kosinusfunktion führt zu einem beinahe mit der Ogivenskalierung identischen Resultat.

---

[1]) u ist hier und im Folgenden die Standardeinheit der normierten Gaußverteilung.

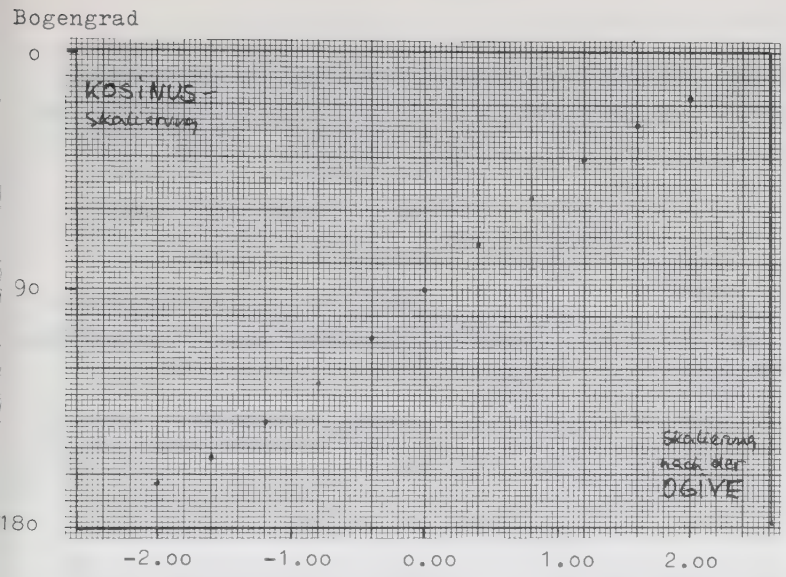


Abb. 10a : Vergleich zweier Intervallskalen, die durch Umwandlung von Häufigkeiten mit Hilfe a) der Ogive, b) der Kosinusfunktion gewonnen wurden.

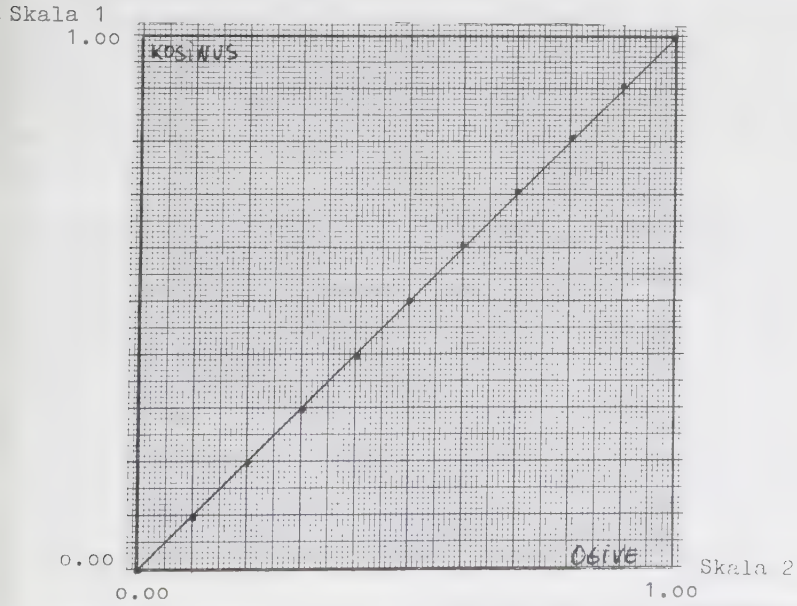


Abb. 10 b : Vergleich der beiden definitiven Skalierungsergebnisse, die aus der vorschriftsmäßigen verfahrenstechnischen Anwendung der beiden Funktionen resultieren.

Zugehöriger Text: S.46 f. und Anhang, VI.

Konsequenterweise können wir jetzt ebenfalls eine bestimmte Häufigkeit von Ähnlichkeitsurteilen (die sich im Prinzip ja normalogivisch verteilen, s. S. 42) als einen Kosinuswert auffassen. Damit kommen wir (nach einer formal notwendigen unwesentlichen Ordinatentransformation [1]) zu der folgenden Gleichung:

$$\frac{2x}{n} - 1 = \cos\alpha$$

Hierbei ist x gleichbedeutend mit der Zahl der von n Versuchspersonen abgegebenen Ähnlichkeitsurteile. Das Argument der rechten Seite der Gleichung, α, ist die in Bogengraden gemessene Skalendifferenz.

Diese Näherungsformel hat einige überraschende Konsequenzen. Zunächst einmal ist festzustellen, daß, wenn auf der Skala das Messungspostulat der additiven Verknüpfung erfüllt ist,

$$\gamma = \alpha - \beta$$

dann aus rein formalen Gründen für die entsprechenden Urteilshäufigkeiten das Additionstheorem der Trigonometrie als meßaxiomatisch einwandfreie Verknüpfungsregel zu gelten hat:

$$\cos\gamma = \cos(\alpha - \beta) = \cos\alpha \cdot \cos\beta + \sin\alpha \cdot \sin\beta$$
$$= \cos\alpha \cdot \cos\beta + \sqrt[2]{(1 - \cos^2\alpha)\cdot(1 - \cos^2\beta)}$$

Das würde bedeuten, daß schon Urteilshäufigkeiten direkt zur Prüfung der Frage herangezogen werden können, ob eine vorliegende Serie die Postulate der Messungsaxiomatik erfüllt oder nicht[2].

Noch interessanter ist aber die Folgerung, daß wir, wiederum aus rein formalen Gründen, den Ähnlichkeits-"Kosinus" als skalares Produkt zweier Einheitsvektoren auffassen können. Dies hätte nämlich Bedeutung für eine phänomenologische Legitimierung der Faktorenanalyse (s. S. 25 und Anhang II). Nun aber drängt sich die Frage auf, ob nicht doch zwischen dem Korrelationskoeffizienten und den Häufigkeiten von Ähnlichkeitsurteilen verborgene Ver-

---

1) Die relativen Häufigkeiten ($\frac{x}{n}$) des Ausgangsmaterials bewegen sich zwischen den Grenzen 0,00 und 1,00. Durch die einfache lineare Transformation $2 \cdot \frac{x}{n} - 1$ bekommt unsere Wertereihe die neuen Grenzen - 1,00 und + 1,00. Auf S. 95 f. des Anhangs ist eine Durchführung dieser Ordinatentransformation zu finden.

2) Denn die soeben mitgeteilte Formel, in der die Ausdrücke $\cos\alpha$ und $\cos\beta$ transformierten Urteilshäufigkeiten entsprechen, gilt nur dann, wenn die Skalenwerte selbst additiv verknüpft sind.

wandtschaftsbeziehungen bestehen, die in der Möglichkeit gründen, beide Entitäten als skalare Produkte zu interpretieren. Dies aber ist nicht mehr eine Frage an die Näherungsstatistik, sondern an die Funktionentheorie der Mathematik.

2. Korrelationskoeffizient und Ähnlichkeitsurteil unter dem formalen Gesichtspunkt der Zuordnung betrachtet

Wir hatten zu Anfang dieses Kapitels (S. 25) die Eignung der Profilkorrelationen für die Phänomenskalierung angezweifelt. Unsere Bedenken waren vorwiegend meßtechnischer Art; denn wir konnten wenigstens für einen speziellen Fall nachweisen, daß die Profilkorrelation durchaus nicht für identische Paardistanzen auf einer idealen Skala auch jeweils identische Werte liefert, d. h. also, daß gleichen Ähnlichkeiten verschiedene Korrelationskoeffizienten entsprechen können. Wir hatten aber auch Einwände gegen gewisse phänomenologische Schwierigkeiten der Profilkorrelation, die darin zu sehen sind, daß die bei diesem Verfahren übliche Verrechnung von absoluten Eigenschaften des Zuordnungserlebnis "Ähnlichkeit" nur recht ungefähr kopieren wird. Ein Beispiel möge das Gemeinte veranschaulichen: Schüler A habe in 5 Schulfächern die Zensuren 1,2,2,3,1 bekommen, Schüler B die entsprechenden Zensuren 3,4,4,5,3 (hier einmal als exakte Meßwerte vorausgesetzt). Schüler A ist also in allen Schulfächern zwei Notenstufen besser als Schüler B, und dennoch würde eine Anwendung der Profilkorrelation hier den Wert r = 1,00 ergeben, was, als Identität hinsichtlich der Schulleistungen interpretiert, offensichtlich unsinnig ist.

Wir sehen jedoch die Möglichkeit, ein korrelationsstatistisches Modell der Ähnlichkeit anzusetzen, das deren Charakter als Zuordnungserlebnis besser entspricht: Gegeben seien zwei Objekte M und N, deren individuelle Eigenschaften, wie wir weiter annehmen wollen, vom Beobachter apperzipiert wurden. Gemäß unseres phänomenologischen Ansatzes ist das Ähnlichkeitserlebnis selbst die Manifestation der Eigenschaftszuordnung (s. Kapitel I, S. 5). Dies und nichts anderes ist die Ausgangssituation für eine psychologische Ähnlichkeitsmathematik: um die Ähnlichkeit "messen" zu können, muß ich erst einmal hinnehmen, ob und wie sie erlebt wird ! In den Korrelationskoeffizienten darf also schlechterdings nichts anderes eingehen als die Ähnlichkeitsaussage, wenn er ein phänomenologisch gültiges Ähnlichkeitsmaß sein will. Folgende Vierfeldertafel liefert u.E. ein Zuordnungsmodell, das die geforderten Bedingungen erfüllt.

Eigenschaft

Eigenschaft	M	Nicht M	
N	1	0	1
Nicht N	0	1	1
	1	1	

Vierfeldertafel für die Aussage "Ähnlich", aufgefaßt als eine Eigenschaftszuordnung.

Eigenschaft

Eigenschaft	M	Nicht M	
N	0	1	1
Nicht N	1	0	1
	1	1	

Vierfeldertafel für die Aussage "Verschieden", aufgefaßt als eine Eigenschaftszuordnung.

Die linke obere Zelle zeigt an, ob die Vp die Ähnlichkeitszuordnung der vorgelegten Objekte vollzogen hat oder nicht. An sich würde diese "Einzellentafel" zur Registrierung der Aussage genügen. Die Erweiterung zu einer Vierfeldertafel hat aber einen funktionalen und phänomenologischen Sinn: eine Verschiedenheits-Aussage ist nämlich doppeldeutig, insofern, als sie einmal als Zuordnung der Eigenschaft von M zu jener Eigenschaft verstanden werden kann, von der sich N anschaulich abhebt (Nicht-N), und vice versa. In einer Vergleichsaussage wird ja sozusagen auch der qualitative Hintergrund, auf dem das zu Vergleichende sich abhebt, thematisch ...[1)]

Registriert man die Aussagen von mehreren Versuchspersonen nach dem gleichen Schema und kopiert alle n Vierfeldertafeln übereinander, dann ergibt sich folgendes Bild:

---

1) Dies deuteten wir bereits an, als wir auf die Bezüge des Ähnlichkeitsurteils zum komparativischen Vergleichsurteil zu sprechen kamen (s.S. 43 und Abb. 9 b). Am Beispiel des Größenvergleichs erklärt: Ähnlich (gleich) ist ein Objekt einem anderen dann, wenn es weder als größer noch als kleiner erlebt wird. Dagegen sind zwei Objekte verschieden sowohl dann, wenn M größer als N, als auch dann, wenn N kleiner als M erlebt wird. Daher auch die symmetrische Form der Zellenbesetzungen in der Vierfeldertafel, weil nämlich offen gelassen werden muß, welches der beiden Vergleichsobjekte als abhängige bzw. unabhängige Variable in die Korrelationsbetrachtung einzugehen hat. Ein Eigenschaftsvergleich ist ja eine umkehrbare Relation!

Eigenschaft

Eigenschaft		M	Nicht M	
	N	x	(n-x)	n
	Nicht N	(n-x)	(x)	n
		n	n	

In dieser Vierfeldertafel des Kollektivs bedeutet x in der linken oberen Zelle die Summe aller Ähnlichkeitsurteile, die im Experiment abgegeben wurden (die übrigen Werte sind in Klammern gesetzt, weil sie mit rechnerischer Notwendigkeit aus dem Wert der x folgen; eine Vierfeldertafel hat ja nur einen "Freiheitsgrad"). Wendet man nun die Berechnung des Korrelationskoeffizienten auf diese Vierfeldertafel an, so ergibt sich (nach Umformungen, siehe Anhang VII) folgende Formel

$$r = \frac{2x}{n} - 1$$

Dieses Resultat ist insofern interessant, als es formal völlig der Umformung der Häufigkeiten von Ähnlichkeiten in die näherungsmathematisch gerechtfertigten Kosinuswerte (s. S. 48) entspricht. Ja, wir könnten unser Ergebnis umgekehrt als mathematischen Beweis dafür ansehen, daß Urteilshäufigkeiten völlig zu Recht als skalare Produkte aufzufassen sind.

Die korrelationsstatistische V e r rechnung des Zuordnungserlebnisses bringt demnach ein skalentheoretisch befriedigenderes Ergebnis als die korrelationsstatistische B e rechnung einer Zuordnung in Form von Profilkorrelationen. Der Unterschied liegt auch zweifellos im Grad der phänomenologischen Adäquatheit der mathematischen Modelle. Auf diesem Gebiete ist für die psychologische Ordnungslehre noch vieles zu tun !

Z u s a m m e n f a s s u n g :

Zunächst wurde auf die Problematik des Korrelationskoeffizienten und der auf diesem Kalkül aufbauenden faktorenanalytischen Verfahren eingegangen, soweit sie in den Fragenkreis der psychologischen Phänomenmessung hereinspielte. In mehrfacher Hinsicht genügen die aus den sog. "Polaritätenprofilen" berechneten "Ähnlichkeits"-Korrelationen nicht den strengen Anforderungen einer allgemeinen Messungsaxiomatik. Bei Phänomenenanalysen dieser Art sind sowohl die Erlebnisverschlüsselung wie auch die "Programmierung" vorläufig noch dubios.

Wir wandten uns dann der Betrachtung der "direktesten" Chiffrierung von Erlebnissen, der verbalen Kategorisierung absoluter Eigenschaften, zu. Absolute Urteile sind ja zunächst phänomenal autark. Aber sie tragen dennoch per-se-Maßwerte an sich, weil sie, wie man annehmen darf, Endprodukte eines funktionalen Prozesses sind, der selbst den messungsaxiomatischen Verknüpfungsregeln gerecht wird. Dieser Prozeß wird von dem genetischen Bereichsbildungs-Modell von WITTE berücksichtigt, durch ihn kommt es zur Ausbildung eines strukturierten Systems, das den faktischen Urteilsvorgang funktional steuert. Für die empirischen Häufigkeitsverteilungen kommt vor allem das Verteilungsgesetz der Normalverteilungsogive infrage, das als fundamentales Prinzip für die Praxis der Urteilsskalierung auf L.L. THURSTONE zurückgeht, im übrigen mutatis mutandis an die klassischen Ergebnisse der differentiellen Psychologie (Normalverteilung des Verhaltens unter gleichen Umständen) anschließt. Unter diesen Voraussetzungen werden Urteilshäufigkeiten durch die Umwandlung in Streuungseinheiten zu Skalendistanzen transformiert. Das gilt gleichermaßen für Häufigkeiten von Ähnlichkeitsurteilen, die als Urteile über Skalendistanzen verstanden werden.

Schließlich erörtern wir die Möglichkeit der Approximation der Normalverteilungsogive durch mathematisch handlichere Näherungsfunktionen. Eine der sich dabei anbietenden Möglichkeiten liegt in der empirisch gut nachweisbaren Verträglichkeit der Kosinusfunktion mit der Ogivenverteilung. Damit ist die formale Berechtigung gegeben, eine Ähnlichkeitsurteilshäufigkeit via Kosinustransformation als skalares Produkt zu interpretieren. Dieses Vorgehen erhält dadurch eine weitere Stütze, daß uns die mathematische Aufstellung eines Korrelationsmodells möglich war, das im Ergebnis auf die Kosinustransformation der Ähnlichkeitsurteile hinauslief. Eventuell ist von hier aus eine formale Synopse der korrelationsstatistischen und faktorenanalytischen Modelle mit Häufigkeitsbetrachtungen kategorialer Urteile erreichbar.

KAPITEL III

EXPERIMENTELLE STUDIEN

Vorbemerkungen:

Seit der Einführung des Experimentes ist es das Schicksal der neueren Psychologie, Konstrukta der wissenschaftlichen Theorienbildung, auch innerhalb der eigenen Disziplin, durch den Rückgang auf das empirisch Beobachtbare "aufzuweichen" und so vielleicht vor einer dogmatischen Verhärtung zu bewahren. In diesem Sinne wollen wir nun bei der Diskussion einiger experimenteller Befunde die Überlegungen der vorigen beiden Kapitel weitgehend vergessen. Im Anschluß an die Demonstration der Daten soll ganz unvoreingenommen Schritt für Schritt problematisiert werden.

Die Materialien der folgenden drei kleinen Experimente sind in jedem Falle Serien einfacher geometrischer Figuren (7 farbige Quadrate, 11 Streckenlängen, 7 Rechteckflächen). Der Ablauf des Versuchsgeschehens war in allen drei Fällen folgender:

1. Die Vp bekam zunächst die Gelegenheit zu einer zwanglosen Gesamtüberschau über alle Objekte der Serie.
2. Sodann hatte sie nacheinander jedes der $\frac{n\,(n-1)}{2}$ Objektpaare daraufhin zu beurteilen, ob die beiden Relata als einander ähnlich oder voneinander verschieden erlebt wurden.
3. Die auf jedes Paar entfallenden "Ähnlich"-Urteile wurden zu Protokoll genommen und nach Beendigung des Versuchs gezählt.

Jeweils mindestens 15 Vpn nahmen an den in dieser Form durchgeführten Einzelversuchen teil.

Wir haben aus einer größeren Zahl von bereits ausgewerteten Experimenten nur die drei folgenden Studien ausgewählt, erstens, weil in ihnen alle wesentlichen Ergebnisse bereits ausreichend zur Sprache kommen, und zweitens, weil sie besonders anschauliches Ausgangsmaterial benützen (geometrische Figuren). Außerdem war uns auch daran gelegen, zunächst Serien von Gegenständen zu analysieren, deren physikalische Charakteristika bekannt sind, um damit den Anschluß an die Ergebnisse der klassischen Psychophysik zu behalten.

Technische Einzelheiten über Versuchsanordnung, Durchführung und Aufarbeitung findet der Leser im Anhang, auf den an den betreffenden Stellen verwiesen ist. Wir hoffen, daß diese Maßnahme den Vorteil einer gewissen Flüssigkeit des Gedankengangs mit sich bringt.

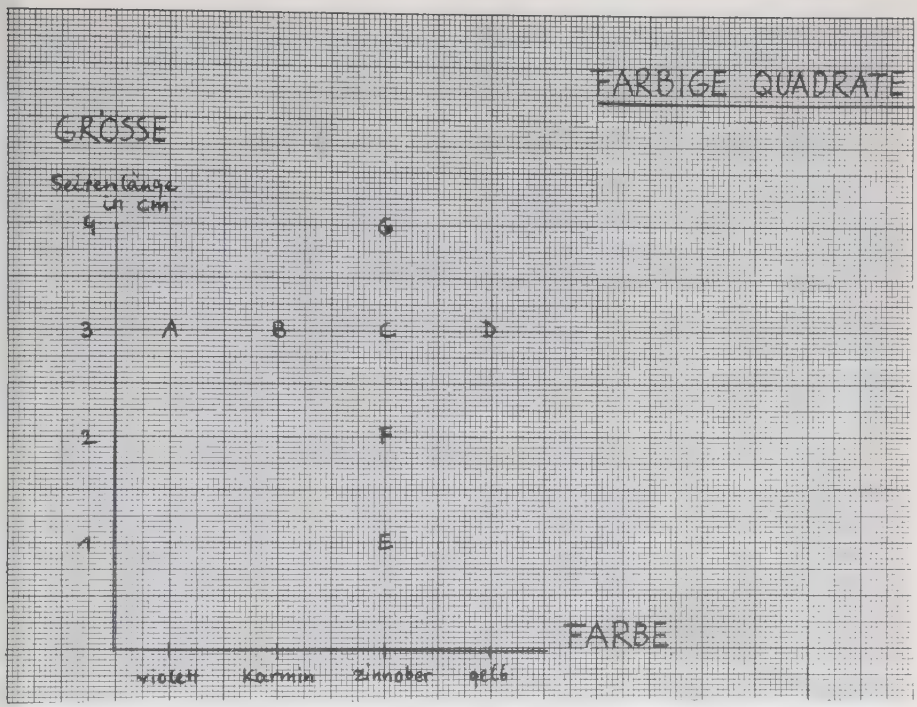


Abb. 11a
Das Versuchsmaterial des Experimentes "Farbige Quadrate".

Erläuterungen: Jedem Quadrat wurde ein Kennbuchstabe zugeordnet.

Es wurde darauf verzichtet, die vorgegebenen Farbtöne physikalisch oder kolorimetrisch zu bestimmen, da in unserem Zusammenhang nur die intraphänomenalen Verhältnisse von Interesse waren.

A. Demonstration der Befunde

1. Experiment "Farbige Quadrate" (vgl. Anhang VIII)

Zunächst sei ein Experiment referiert, das die fast identische Wiederholung einer von ATTNEAVE(2) im Jahre 1950 veröffentlichten Untersuchung darstellt. Die Objekte sind 7 farbige Quadrate, die in bestimmter Weise ausgewählt worden sind. Abb. 11 a zeigt die Anordnung der physikalischen Attribute. Die Quadrate variieren in zweierlei Hinsicht: einmal in der Flächengröße (Ordinate) und zum anderen in der Farbe (Abszisse). Es wird dabei bewußt die eine Dimension konstant gehalten, wenn die andere variiert. Auf diese Weise ergibt sich die dargestellte Kreuzform.

Der Vp wurden zur Vororientierung alle 7 Quadrate simultan in regelloser Anordnung gezeigt. Darauf bekam sie nacheinander in bunter Folge jede der 21 möglichen Paarkombinationen geboten: ihre Aufgabe war es, die Gesamtähnlichkeit nach den genannten zwei Kategorien zu beurteilen. Somit erhielten wir schließlich für jedes Objektpaar eine bestimmte Häufigkeit von Ähnlichkeitsurteilen. Diese Häufigkeiten wurden schließlich mit Hilfe der Kosinustransformation der Normalverteilungsogive in Skalendistanzen umgewandelt (vgl. S. 48).

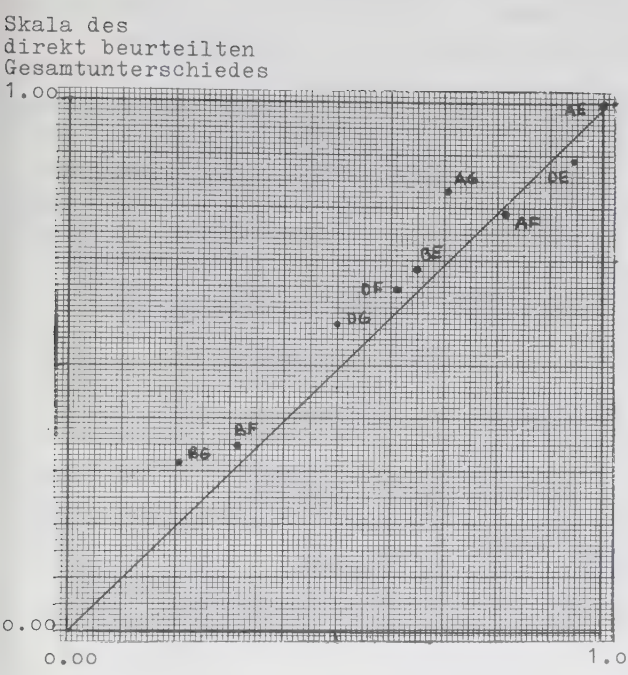
Welches Ergebnis konnten wir vernünftigerweise erwarten ? Betrachten wir die drei Objekte B, C und F auf Abb. 11 a. Wir haben alle drei Distanzen unabhängig voneinander gewonnen, und können nun von jeweils zwei Seiten dieses Dreiecks auf die Länge der dritten schließen. Was liegt näher, als hier den Satz des Pythagoras in Anwendung zu bringen ? ATTNEAVE fand jedoch (in Übereinstimmung mit HOUSEHOLDER-LANDAHL[1]), daß die Ähnlichkeitsanteile auf den beiden Einzeldimensionen sich einfach additiv zu einer Gesamtdistanz vereinigten. Es gilt also wider Erwarten nicht die Formel $a^2 + b^2 = c^2$, sondern $a + b = c$. Abb. 11 b zeigt die entsprechenden Daten aus unserem Material. Auf der Abszisse ist jeweils die Summe der einzelnen Komponenten abgetragen, auf der Ordinate die direkt skalierte Gesamtdistanz. Die Übereinstimmung der kombinierten Werte mit der Additivität ist recht gut, wiewohl eine Tendenz dazu besteht, daß die Gesamtdistanzen etwas größer ausfallen als erwartet.

Wie sollen wir dieses Ergebnis deuten? ATTNEAVE jedenfalls registrierte es mit einem spürbaren Unterton des Bedauerns, denn es hat danach den Anschein,

---

1) Referiert in: ATTNEAVE (2).

FARBIGE QUADRATE



Skala der
Summe der getrennt
beurteilten Unter-
schiede auf den
einzelnen Dimensionen

Abb. 11b
Vergleich der direkt beurteilten zweidimensionalen Ähnlichkeitsdistanz zwischen zwei Objekten mit der Summe ihrer Unterschiede auf den einzelnen Dimensionen.

Erläuterungen: Die psychologische Intervallskala wurde auf die Differenz zwischen den Extremwerten (Spannweite) normiert.

Das Resultat entspricht recht gut der Hypothese von HOUSEHOLDER-LANDAHL. Vgl. S. 56.

als sei "psychologischer Raum nichteuklidisch", womit sich große meßtechnische Schwierigkeiten ergeben würden. Andere Autoren (z. B. TORGERSON (17)), die nach einer Erklärung suchten, stellten fest, die Versuchsperson verhalte sich so, als registriere sie erst die Verschiedenheit in der einen Hinsicht, dann die in der anderen und füge sie schließlich zu einer Gesamtverschiedenheit zusammen. Das sei wohl nur dann möglich, wenn die Dimensionen der Vp deutlich ins Auge fallen. Sie vermuten aber, daß sich der Satz des Pythagoras bei Experimenten anwenden lassen werde, in denen die Vp über Zahl und Art der Dimensionen im Unklaren sei. (Hier aber wird es für den Phänomenologen interessant! Offenbar ließ man sich bei diesem Urteil von dem Wunschbild idealer meßtechnischer Bedingungen leiten, statt daß man dieses Ergebnis eben gerade dadurch erst legitimiert sieht, daß die Versuchspersonen die experimentellen Variablen apperzipiert haben!)

2. Experiment "Streckenlängen" (vgl. Anhang IX)

Wir haben aus Gründen, die sich erst später zeigen werden, die Demonstration eines zweidimensionalen Ähnlichkeitsexperimentes an den Anfang unserer Ausführungen gestellt. Nun sei jedoch eine eindimensionale Mannigfaltigkeit von Streckenlängen zur Grundlage eines analogen Experimentes gemacht.

Es wurden 11 bunt verteilte Striche simultan geboten, deren Länge vom größten Strich (11 cm) bis zum kleinsten (1 cm) kontinuierlich um 1 cm abnahm (Abb. 12). Die Striche waren numeriert. Der Versuchsleiter nannte jeweils 2 Ziffern und die Versuchsperson hatte die zwei zugehörigen Striche aufzusuchen und daraufhin zu beurteilen, ob sie hinsichtlich der Größenordnung von ihr als einander ähnlich oder voneinander verschieden erlebt wurden. In bunter Abfolge beurteilten die Vpn auf diese Weise alle 55 möglichen Objektpaare. Unmittelbar daran wurde eine Kategorisierung der elf Striche nach absoluten Urteilen (zunächst nach 3 Kategorien - groß, mittel, klein, sodann nach 2 Kategorien - groß, klein) angeschlossen. Zweck dieses Versuchs war vor allem eine Gegenüberstellung von absoluter und relativer Kategorisierung am gleichen Wahrnehmungsmaterial.

Zunächst das Ergebnis des Ähnlichkeitsexperiments. Abb. 13 veranschaulicht die (zweidimensionale) Häufigkeitsverteilung der Ähnlichkeitsurteile. Die Ziffern auf den Koordinatenachsen beziehen sich jeweils auf die cm-Länge. Jede Zelle dieses Tableaus entspricht einem Strichpaar, die Fläche des jeweils eingezeichneten dunklen Quadrats ist der relativen Häufigkeit von Ähnlichkeitsurteilen proportional. Aufs Ganze gesehen, erkennt man, wie die Zone der dunklen Quadrate sich mit zunehmender Länge der Striche verbreitert; will

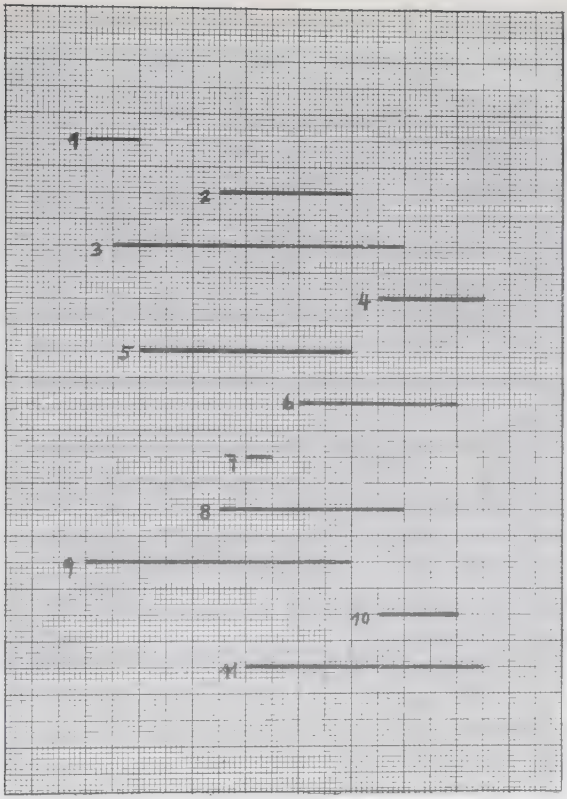


Abb. 12
Das Versuchsmaterial des Experiments "Streckenlängen". (Verkleinert im Längenmaßstab 1 : 2. Das Original bestand aus weißem Karton im DIN A 4 - Format)

Erläuterung:

Kennziffer auf der Tafel	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
Länge in cm	2	5	11	4	8	6	1	7	10	3	9

Der Versuchsleiter nannte jeweils zwei Ziffern und die Versuchsperson hatte die zwei zugehörigen Striche aufzusuchen und daraufhin zu beurteilen, ob sie hinsichtlich der Größenordnung von ihr als einander ähnlich oder voneinander verschieden erlebt wurden.

Zugehöriger Text: S. 58

man mehr ins Einzelne gehen, so ist der Vergleich der Ähnlichkeitsbereiche der beiden extremen Objekte aufschlußreich. Man erkennt zum Beispiel, daß auf das Strichpaar 1/5 mit 4 cm Längendifferenz kein einziges Ähnlichkeitsurteil mehr entfällt, während dies beim größten Strich von 11 cm Länge erst in 7 cm Längenabstand (Strich 4) der Fall ist. D. h. also, daß die Ähnlichkeitsbeurteilung von Längendifferenzen nicht mit der gleichabständigen cm-Skala parallel geht. Das ist zunächst einleuchtend, zumal wenn man sich der psychophysischen Ergebnisse erinnert. Zum anderen aber ist es wiederum überraschend, denn eine Kategorisierung nach absoluten Urteilen hat bei dieser Anordnung von Strichen stets etwa gleichgroße Kategorialabschnitte ergeben. Dies trifft auch auf unser Material zu (s. Abb. 14). Die Kategorienbereiche sowie die Cäsuren liegen jetzt symmetrisch. Woher diese Unstimmigkeit zwischen "absoluter" und "relativer" Kategorisierung ? Betrachten wir aber zunächst unser Material noch etwas genauer. Abb. 15 a zeigt die Häufigkeiten der Ähnlichkeitsurteile, bezogen auf die cm-Differenzen der jeweils gebotenen Strichpaare: der Traum von einer Ogive muß angesichts der enormen Streuung der eingezeichneten Punkte zerrinnen, das gleiche gilt aber auch bei der Verwendung einer Differenzenskala der Logarithmen (Abb. 15 b). Weder Gleichabständigkeit noch Fechnersches Gesetz; sollen wir resignieren ? Bei einer eingehenden Betrachtung der Daten drängt sich jedoch die Hypothese auf, daß es sich um ein sowohl- als auch handeln könnte. D. h. die phänomenale Gesamtdistanz wäre evtl. zusammengesetzt aus einer linearen und einer (wenn man so sagen darf) Fechnerschen Komponente. Setzt man nun diesen Punkt in die Tat um und konstruiert eine Skala von derart zusammengesetzten Ähnlichkeits-Differenzen (vgl. Anhang IX), dann ergibt sich Abb. 16. Die Häufigkeitsverteilung der Ähnlichkeitsurteile zeigt jetzt eine erträgliche Streuung um eine recht gut erkennbare Ogivenform. Offenbar war unsere Vermutung zutreffend und die neue Skala der addierten Komponenten ist somit die richtige. Hieraus würde sich die aufregende Schlußfolgerung ergeben, daß die seit alters her als eindimensional bekannte Mannigfaltigkeit von Streckenlängen sich im Ähnlichkeitsexperiment wie die vorhin (in Experiment 1) besprochene zweidimensionale Mannigfaltigkeit benimmt. Wir können in der Tat Betrachtungen anstellen, die jenem zweidimensionalen Ähnlichkeitsexperiment analog sind. Ein Paar von Strichen kann ja einmal daraufhin beurteilt werden, welches ihre seriellen Orte in dem System des simultan gegebenen Objektangebotes sind, und völlig unabhängig davon unter dem Aspekt des erlebten Längenunterschiedes, der durch die psychophysische Schwelle gesteuert wird. Diese zwei Ordnungsaspekte spielen bei der Ähnlichkeitsbeurteilung offenbar haargenau die Rolle zweier voneinander unabhängiger Dimensionen. Abb. 17 veranschaulicht den gemeinten Sachverhalt. In diesem theoretischen Beispiel stellt die Abszisse die "lineare Dimen-

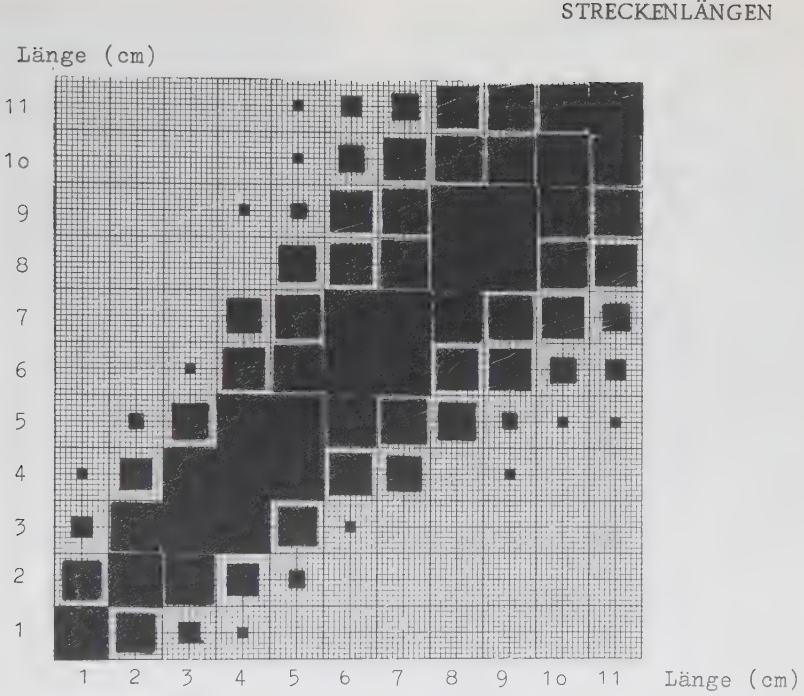


Abb. 13
Zweidimensionale Häufigkeitsdarstellung von Ähnlichkeitsurteilen bezüglich simultan dargebotener Streckenpaare.

Erläuterung : Die Fläche eines dunkelgetönten Quadrats entspricht der relativen Häufigkeit von Ähnlichkeitsurteilen. 1 $cm^2 \triangleq 100\,\%$

Zugehöriger Text: S. 59

STRECKENLÄNGEN

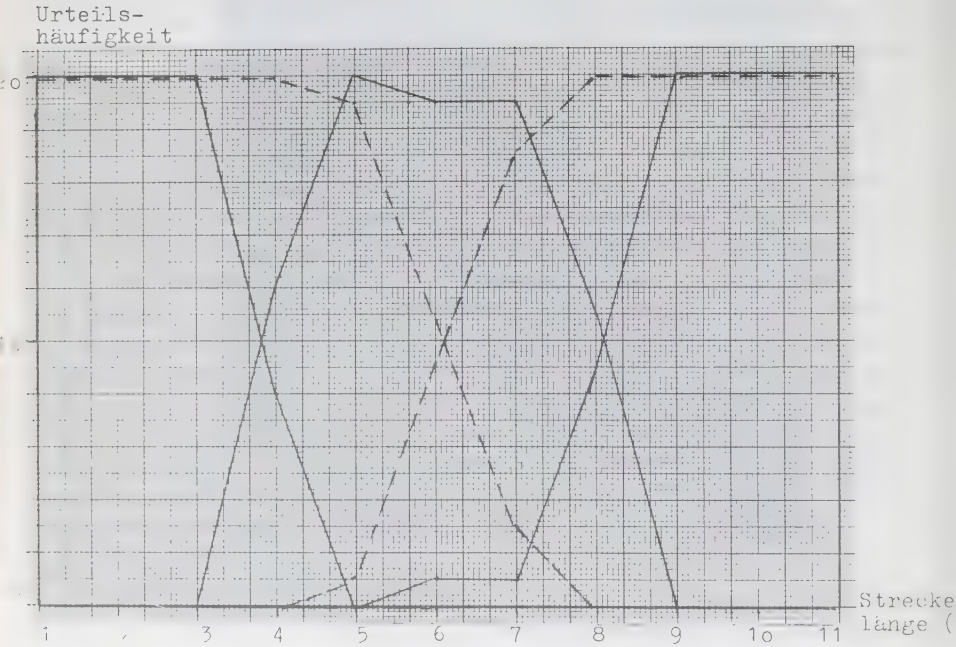


Abb. 14
Resultate der Kategorisierung von elf simultan dargebotenen Strecken nach absoluten Eigenschaften.

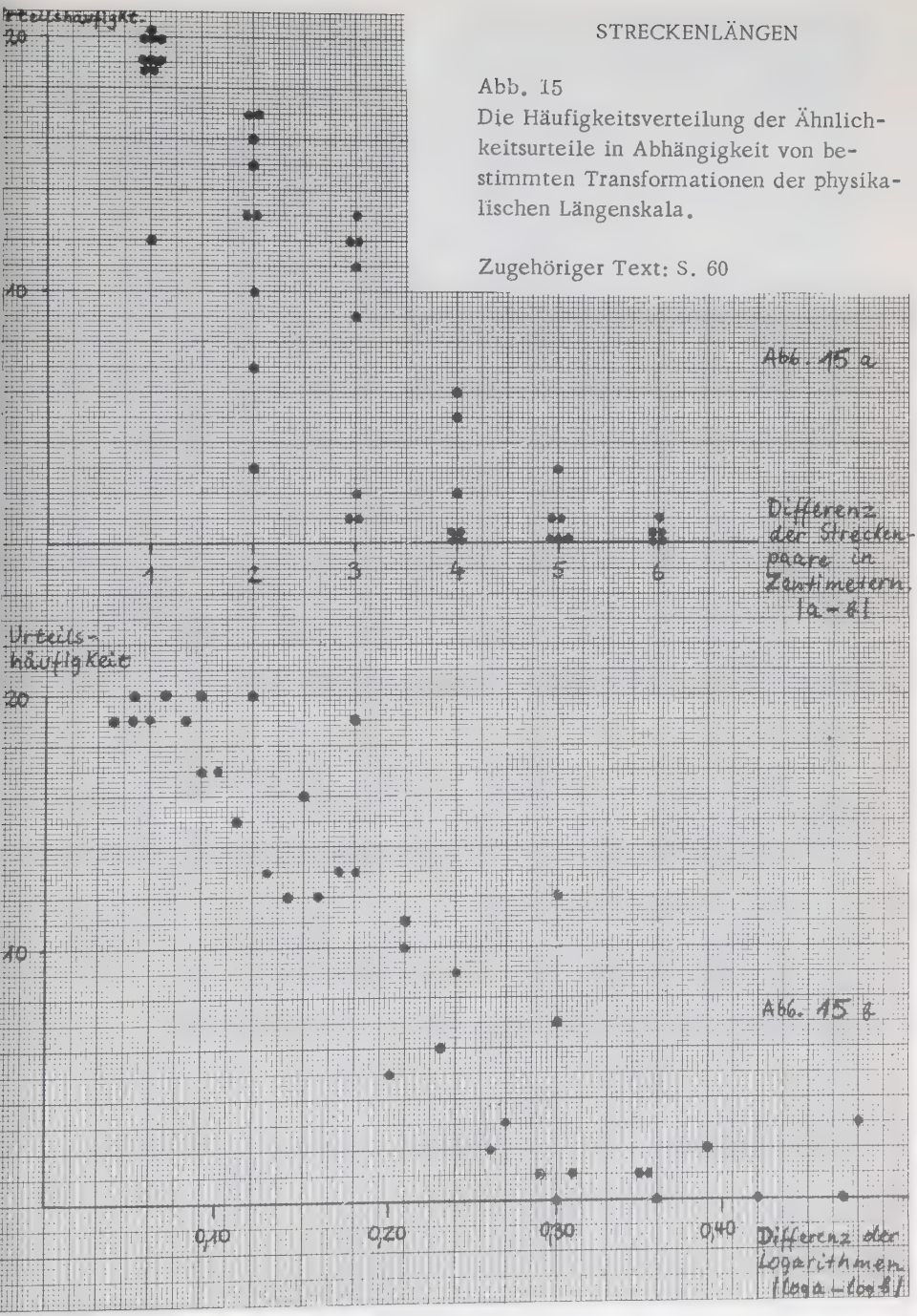
Erläuterung : ——— Dreierkategorisierung (groß/mittel/klein)
------- Zweierkategorisierung (groß/klein)

Zugehöriger Text: S. 60

STRECKENLÄNGEN

Abb. 15
Die Häufigkeitsverteilung der Ähnlichkeitsurteile in Abhängigkeit von bestimmten Transformationen der physikalischen Längenskala.

Zugehöriger Text: S. 60



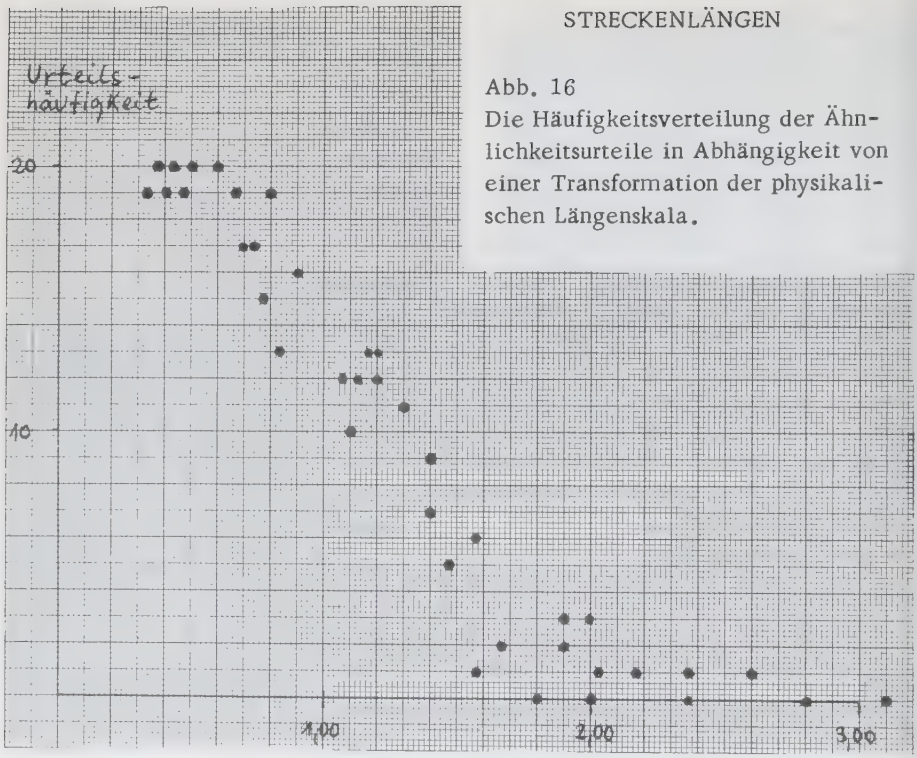


Abb. 16
Die Häufigkeitsverteilung der Ähnlichkeitsurteile in Abhängigkeit von einer Transformation der physikalischen Längenskala.

Kombiniert linear-logarithmische Transformation der physikal. Längendifferenz.

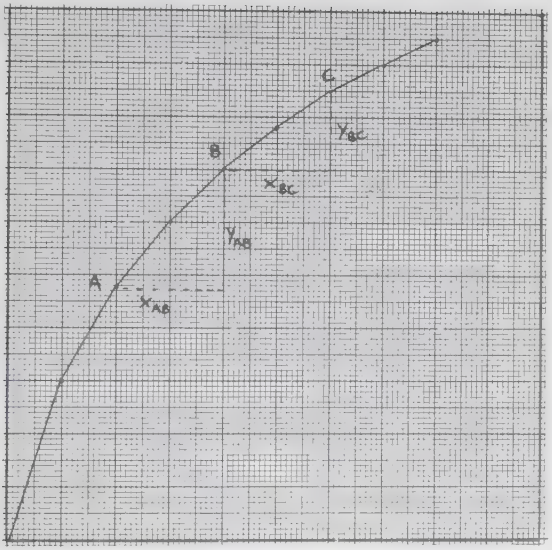
$$\frac{a - b}{k_1} + \frac{\log a - \log b}{k_2}$$

Vgl. Text S. 65 f. und Anhang, IX, S. 102 f. !

Erläuterung:
Es wurde angenommen, daß sich die phänomenale Verschiedenheit gesehener Strecken aus zwei Komponenten zusammensetzt, einer logarithmischen (entsprechend dem psychophysischen Unterschied) und einer linearen (entsprechend der "objektiven" Größenordnung).
Die Abszisse stellt eine derart kombinierte Skala dar (k_1 und k_2 dienen als Gewichtungskonstanten).

STRECKENLÄNGEN

Logarithmierte
Längenskala



Lineare
Längenskala

Abb. 17
Theoretische Veranschaulichung der kombinierten Ähnlichkeit von Strekkenlängen im Kategorisierungsexperiment. Hierbei wird vorausgesetzt, daß zum Gesamturteil zwei voneinander unabhängige Komponenten (eine "psychophysisch"-logarithmische und eine "objektiv"- lineare) beitragen.

Erläuterung : Gemäß der auf S. 56 beschriebenen Hypothese von HOUSEHOLDER-LANDAHL berechnet sich die psychologische Distanz zwischen zwei Objekten durch einfache Addition ihrer Unterschiede auf den einzelnen "Dimensionen".

Zugehöriger Text: S. 60 und S. 66

sion", die Ordinate die dem Fechnergesetz entsprechende "logarithmische Dimension" dar. Die Objekte liegen dann in diesem phänomenalen Raum auf der gezeichneten Kurve. Nach dem auf S. 56 geschilderten Additionssatz des zusammengesetzten Ähnlichkeitsurteils ist die phänomenale Distanz des Objektpaares AB die einfache Summe der einzelnen Komponenten (in der Zeichnung $AB = x_{AB}+y_{AB}$, (vgl. Anhang IV)).

Fortgesetzte Anwendung dieses Additionssatzes ergibt in diesem Falle interessanterweise trotzdem eine meßtechnisch eindimensionale Skala[1)], d.h. die einzelnen so gewonnenen Ähnlichkeitsdistanzen, können ihrerseits längs eines einzigen Kontinuums aufaddiert werden! Ich glaube, man kann aufgrund dieses interessanten Sachverhaltes ohne Übertreibung behaupten, daß der Phänomenologe bei der Analyse des Materials mit einer ganzen Bootslänge vor dem Meßtechniker durchs Ziel geht! Ein phänomenal zweidimensionaler Wahrnehmungsgegenstand kann sich also meßtechnisch durchaus eindimensional verhalten.

Wir haben schließlich das Ähnlichkeitsexperiment aufgrund der Umwandlung der Urteilshäufigkeiten in Skalendistanzen (unter Verwendung der Ogivenfunktion) zur Erstellung einer psychologischen Intervallskala verwendet (vgl. Anhang IX). Abb. 18 zeigt die Ergebnisse. Die Ordinatenwerte liefern jeweils die phänomenale Skala, die Abszisse die uns in diesem Zusammenhang interessierenden Transformationen der physikalischen Längenskala. Die durchgehende Linie der Abb. 18 a zeigt die Gegenüberstellung von phänomenaler mit der cm-Skala, die gestrichelte Linie die mit der logarithmierten Längenskala. Keine der beiden Kurven läßt auf eine Übereinstimmung von psychologischer und physikalischer Skala schließen; Abb. 18 b zeigt dagegen die nach dem vorigen zu erwartende Übereinstimmung der skalierten Daten mit einer aus linearen und logarithmierten Differenzen kombinierten physikalischen Meßreihe.

3. Experiment "Rechteckflächen" (vgl. Anhang X)

In den beiden vorhergehenden Experimenten haben wir stets die Normalverteilungsogive (oder deren Approximation durch die Kosinuskurve) als Skalierungsfunktion benützt.

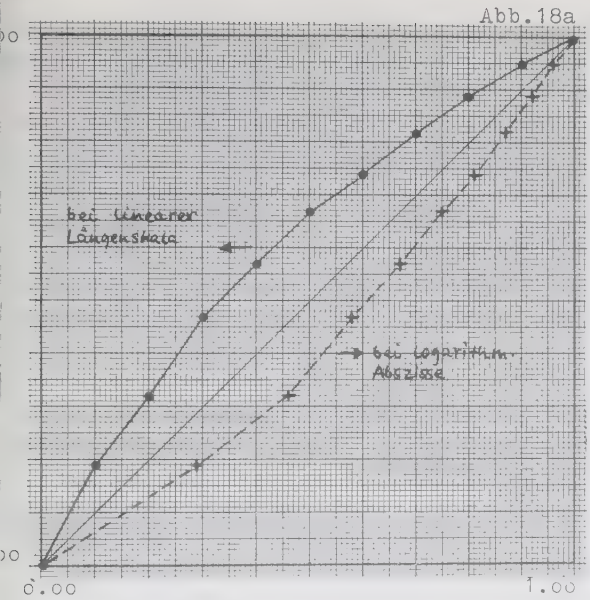
Deswegen ist die alte Frage, ob die Ogive in jedem Fall die richtige Ur-

---

1) Man ersieht leicht aus Abb. 17, daß unter mehrmaliger Anwendung der eben geschilderten Additionsregel, zwischen den Intervallwerten AB, BC und AC die Verknüpfung AB + BC = AC gilt. Diese Beziehung gilt für beliebige Wertetripel der theoretischen Kurve.

ormierte
sychologische
kala

Abb.18a



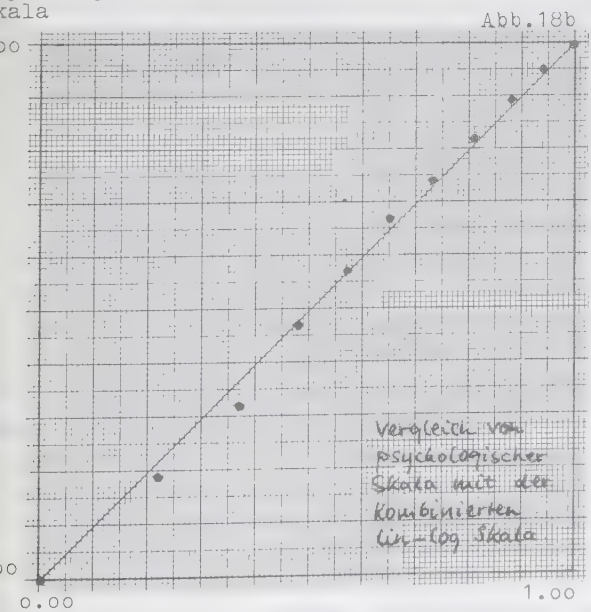
STRECKENLÄNGEN

Erläuterung:
Zwecks Übersichtlichkeit wurden alle Einzelskalen gleichermaßen auf ihre Spannweiten normiert.

Normierte physikal. Längenskala (bzw. ihre Transformation)

ormierte
sychologische
kala

Abb.18b



Normierte Transformation der physikal. Längenskala

Abb. 18 Vergleich von psychologischer Skala mit Transformationen der physikalischen Längenskala.

Zugehöriger Text: S. 66

teilsfunktion ist, d. h., ob sie die Eigenordnung der Phänomene auch richtig wiedergibt, nach wie vor völlig offen. Gibt es einen archimedischen Punkt, von dem aus eine Aussage über die wirkliche Phänomenfunktion gemacht werden kann ? Bei unserem Strichexperiment war die Übereinstimmung der empirischen Häufigkeitsverteilung mit der Ogive auf dem Hintergrund einer davon völlig unabhängig konstruierten psychophysischen Skala durchaus befriedigend. Aber was sollen wir tun, wenn wir keine Informationen über die mutmaßliche Skala besitzen? Sind nicht experimentelle Bedingungen möglich, unter denen eine asymmetrische Verteilung der Ähnlichkeitshäufigkeiten entsteht? Zu dieser Frage haben wir mit dem folgenden Experiment einige Gesichtspunkte beizubringen.

Wir boten alle 21 Paarkombinationen der in Abb. 19 gezeigten einfarbigen Rechtecke mit der Aufforderung, die Ähnlichkeit hinsichtlich der Flächengröße zu kategorisieren. Mit gewissem Recht erwarteten wir ein Resultat, das dem Experiment mit den Strichlängen entsprechen würde. Betrachten wir die Häufigkeitsverteilungen gegenüber den physikalischen Meßreihen (Abb. 20 a, b, c):

Am unbefriedigendsten wirkt die Verwendung der direkten physikalischen Flächendifferenzen (Abb. 20 a), merklich besser die der logarithmierten Skala dieser Differenzen und in ihrem ganzen Verlauf am ansprechendsten die Benutzung der kombinierten Skala, bei der sich die Ähnlichkeitsdistanz aus den Komponenten der beiden erstgenannten Skalen zusammengesetzt. Aber selbst im letzten Fall könnte man kaum mit gutem Gewissen von einer Ogive sprechen, dazu ist die gefundene Verteilung eindeutig viel zu asymmetrisch. Nun die entscheidende Frage: haben wir nur nicht die richtige Abszisse konstruiert, oder ist die wahre Verteilung ihrem Wesen nach wirklich asymmetrisch ? Die einzige Information, die es m.E. gestattet, diese Frage anzugehen, ist eine genaue Analyse der individuellen Daten unseres Versuchspersonenkollektivs. Sehen wir uns dazu Abb. 21 an. Die dunklen Zellen in den einzelnen Quadraten zeigen an, welche Rechteckpaare jede einzelne Vp als "ähnlich" hinsichtlich der Flächengröße bezeichnet hat. (Wie man beispielsweise sieht, hat die erste Vp die Paare CF und FE als ähnlich beurteilt.) Wir haben die 15 Individualdaten nach der Anzahl der insgesamt abgegebenen Ähnlichkeitsurteile geordnet. Diese Anzahl schwankt zwischen 2 und 11 1/2 Urteilen (zögernd abgegebene Ähnlichkeitsurteile wurden nur halb gewertet). Geht man diese Reihe von Individualdaten kontinuierlich durch, so erkennt man, daß (von einigen kleinen Überschneidungen abgesehen) die bei steigender Gesamthäufigkeit jeweils neu auftauchenden Ähnlichkeitsurteile sehr systematisch, wenn man so sagen will, "angebaut" werden. Vp 3 ergänzt die Daten der Vp 2 um ein Ähnlichkeitsurteil an der Stelle DE. Diese Anordnung ändert sich erst bei Vp 7, die ein halbes Ähnlichkeitsurteil mehr als ihre 4 Vorgänger aufweist. Vp 8 wiederum baut an

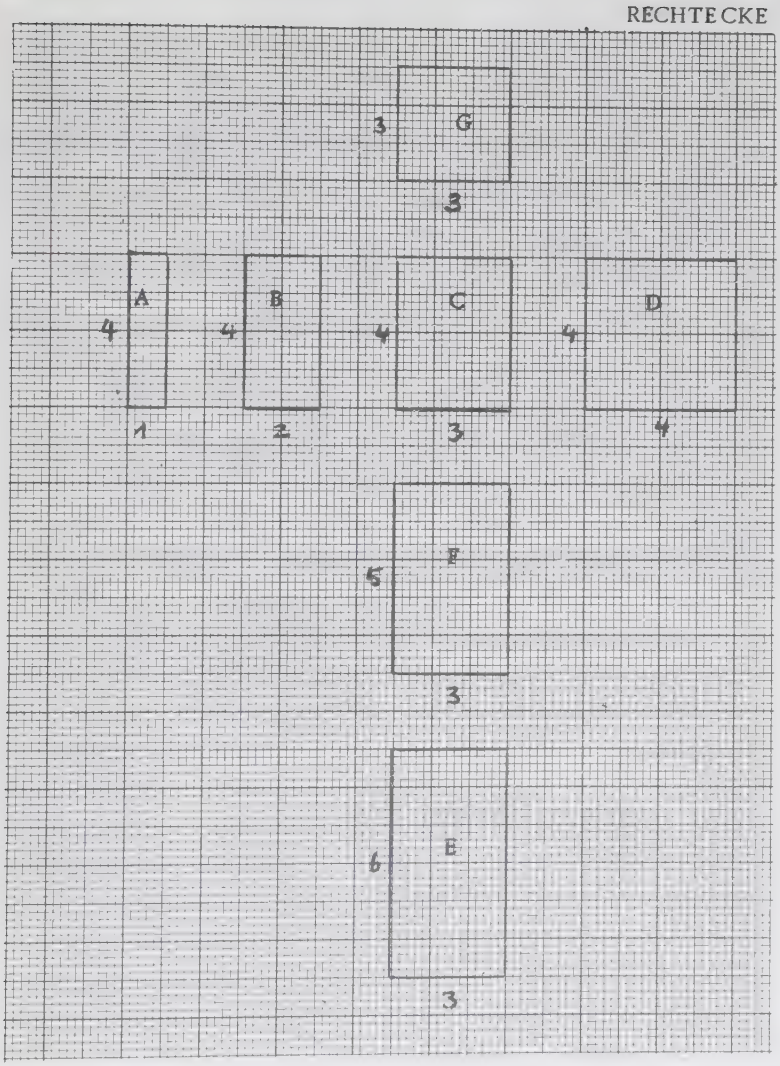


Abb. 19
Das Versuchsmaterial des Experimentes "Rechteckflächen".

Erläuterung : Die 7 Rechtecke sind in Originalgröße abgebildet. Die Zahlenangaben beziehen sich auf die Seitenlänge in Einheiten von 0.5 cm.

RECHTECKE

Abb. 20
Die Häufigkeitsverteilung der Ähnlichkeitsurteile in Abhängigkeit von bestimmten Transformationen der physikalischen Flächenskala. Zugehöriger Text: S. 68

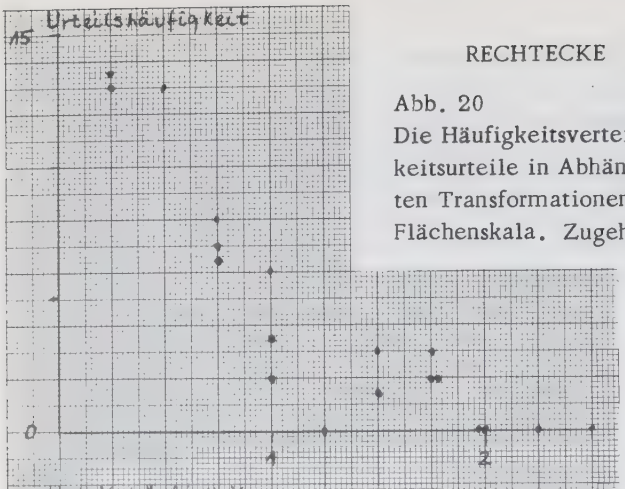


Abb. 20a

Flächendifferenz in cm →

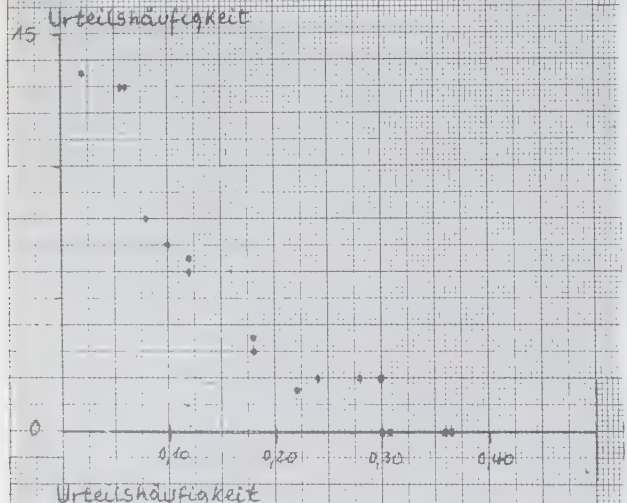


Abb. 20b

Differenz der Logarithmen der physikalischen Flächengröße →

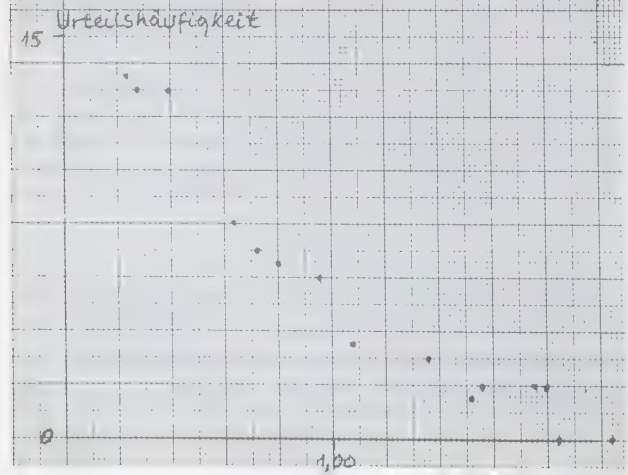
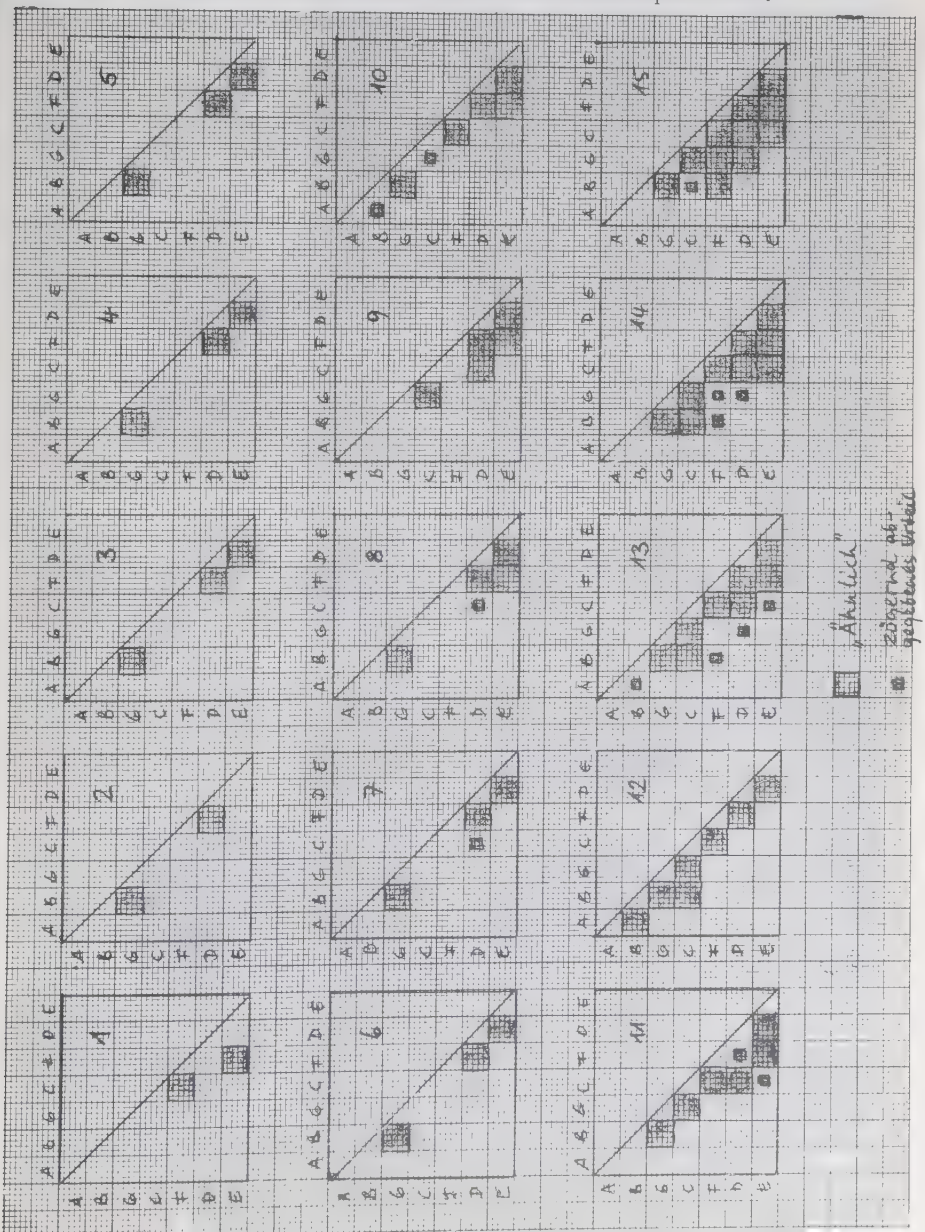


Abb. 20c

Kombiniert linear-logarithmische Transformation der physikalischen Flächendifferenz →

Abb. 21 : Die Individualdaten von 15 Vpn beim Ähnlichkeitsexperiment "Rechtecksflächen". Zugehöriger Text: S. 68

Erläuterung der Einzelmatrizen:
Die Randbeschriftung (Großbuchstaben) bezieht sich auf die Elemente des Versuchsmaterials (Vgl. Abb 19!). Jede Zeile entspricht einem Rechteckpaar. Die Matrizen sind nach der Gesamtzahl der Ähnlichkeitsurteile geordnet; die Ziffer oben links stellt jeweils die lfd. Nr. der Versuchsperson dar.



RECHTECKE

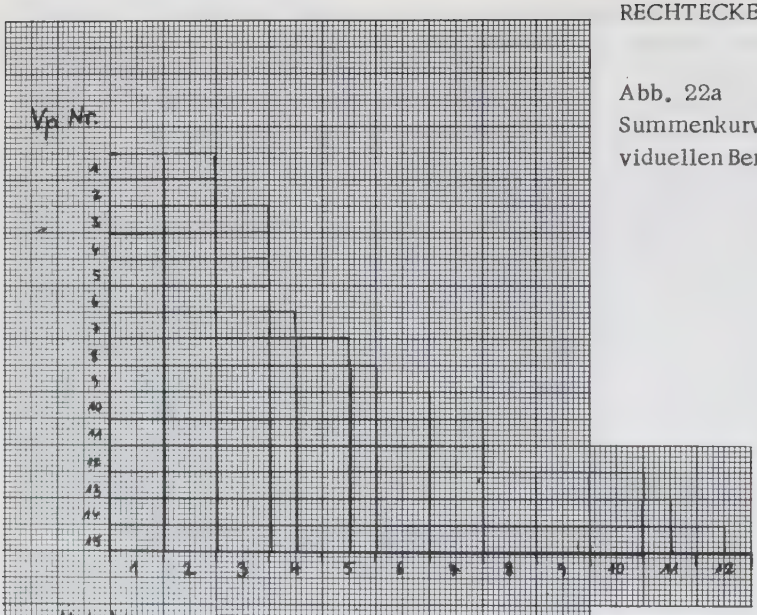


Abb. 22a
Summenkurve der individuellen Bereichsgrößen.

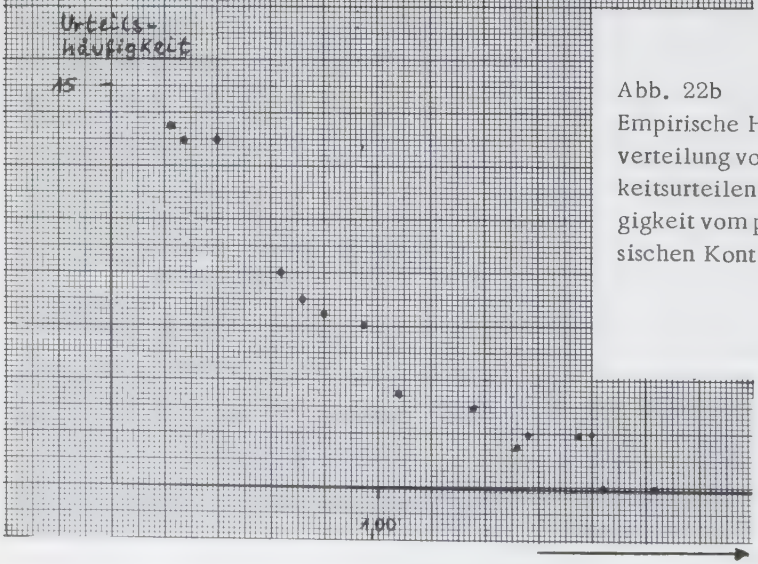


Abb. 22b
Empirische Häufigkeitsverteilung von Ähnlichkeitsurteilen in Abhängigkeit vom psychophysischen Kontinum.

Kombiniert linear-logarithmische Transformation der physikalischen Flächendifferenz.

Abb. 22
Vergleich der Summenkurve der individuellen Bereichsgrößen (Abb. 22a) mit der empirischen Urteilsverteilung (Abb. 22b).

Zugehöriger Text: S. 73

dieses Grundgerüst, ohne es zu ändern, an, und so fort. Man kann daher wohl zu dem naheliegenden Gedanken kommen, daß die Zunahme der individuellen Urteilssumme sich schön ordentlich längs der Rangreihe der Ähnlichkeitsdistanzen vollzieht. Die Realisation dieses Gedankens zeigt Abb. 22 a. Die Abszisse ist eine gleichabständige Reihe von Rangplätzen, auf der von links her die individuellen Ähnlichkeitsanzahlen aufsummiert worden sind. Wir erhalten so eine Summenverteilung, die ebenfalls bestimmt nicht von einer Normalverteilung abgeleitet werden kann. Und nun zeigt sich, daß diese so grob konstruierte Verteilung mit der Häufigkeitsverteilung der Ähnlichkeitsurteile auf unserer kombinierten physikalischen Skala unerwartet gut übereinstimmt (s. Abb. 22 b)! Obwohl also unsere Reihe der Ähnlichkeitsränge eine inferiore Art von Skala, nämlich eine bloße Ordinalskala, darstellt, vermag sie die erwartete metrische Skala offenbar besser zu approximieren, als eine aufgrund der Normalverteilungsannahme konstruierte Skala. Tatsächlich liefert eine Skalierung der Ähnlichkeit mittels der neuen Kollektivfunktion Ergebnisse, die der Skalierung durch die Ogive überlegen sind. Wir haben die Distanzen zwischen 4 aus unserem Material herausgegriffenen Objekten einmal nach der Ogive und zum anderen nach der neuen Kollektivfunktion errechnet und dann multidimensional skaliert (D^2 - Methode der Centroid-Faktorenanalyse, vgl. Anhang II u. X). Ganz zweifellos erbrachte die Skalierung nach der neuen Summenfunktion (Abb. 23 b) ein plausibleres Ergebnis als die Skalierung der Ogivendistanzen (Abb. 23 a), die Punkte liegen im ersteren Fall nämlich auf einer Geraden, wie wir es eigentlich auch haben erwarten dürfen. Das Kontinuum der Flächengrößen ist ja in der bisherigen Literatur stets als meßtechnisch eindimensional beschrieben worden. Eine Gegenüberstellung der mittels unserer neuen Faustregel gewonnenen Skala der 7 Rechteckflächen mit den zu diskutierenden physikalischen Meßreihen führt schließlich zu dem völlig gleichen Resumée wie zum Schluß des Streckenexperimentes: (Abb. 24): weder die lineare noch die logarithmische Skala der physikalischen Größe (Abb. 24 a, durchgehende und gestrichelte Kurve), sondern die daraus aufgrund des Additionssatzes der Ähnlichkeit kombinierte Skala zeigt die beste Übereinstimmung mit der phänomenalen Skala (24 b).

Es wäre nun noch darauf einzugehen, warum eigentlich die Summenfunktion im Falle der Streckenlängen einigermaßen symmetrisch war (s. Abb. 16), im Falle der Rechteckgrößen aber deutlich unsymmetrisch (s. Abb. 22). Ich vermute sehr stark, daß der Streckenvergleich optisch viel besser bewältigt werden kann, als der Vergleich von Flächen verschiedener Form. Im letzteren Falle war auch den Äußerungen der Vpn zu entnehmen, daß ihnen das zum Flächenvergleich offenbar notwendige geometrische (wohlgemerkt nicht numerische) "Kopfrechnen" einige Schwierigkeiten bereitete. Daher wäre es verständlich,

RECHTECKE

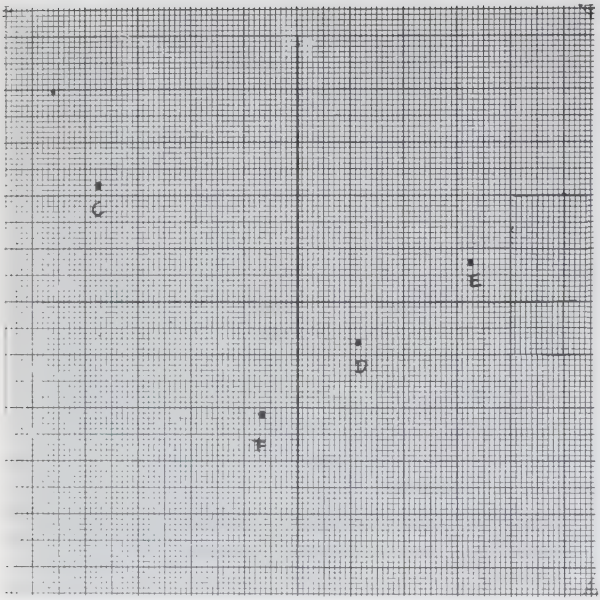


Abb. 23a
Ergebnis der multidimensionalen Skalierung: zweidimensionale Anordnung.

Nach vorheriger Umwandlung von Urteilshäufigkeiten in Distanzintervalle mit Hilfe der Summenfunktion der Normalverteilung.

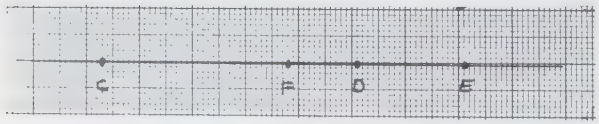


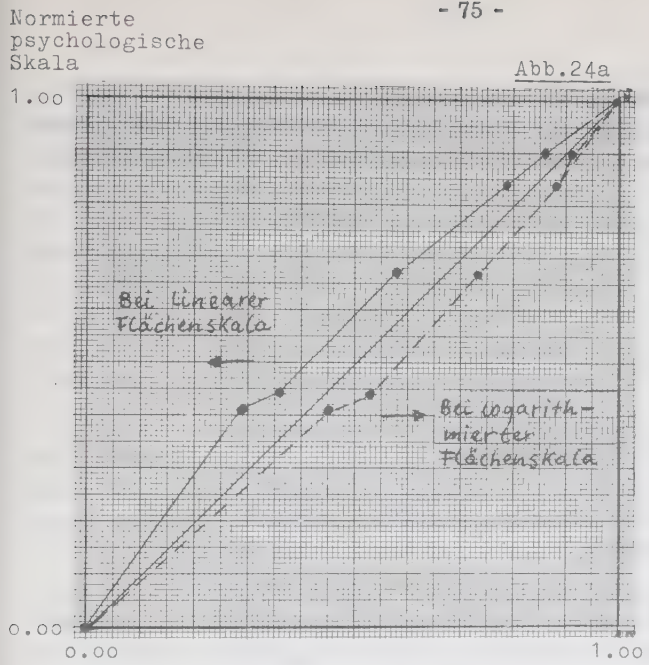
Abb. 23b
Ergebnis der multidimensionalen Skalierung: eindimensionale Anordnung.

Nach vorheriger Umwandlung von Urteilshäufigkeiten in Distanzintervalle mit Hilfe der Summenfunktion des Vpn-kollektivs.

Abb. 23
Abhängigkeit der Skalierungsergebnisse vom jeweils zugrundegelegten theoretischen Häufigkeitsmodell.

Erläuterung : Es handelt sich um die Konstruktion der Gesamtanordnung der Rechtecke C, F, D, E aus den psychometrischen Paardistanzen, die aufgrund eines best. Häufigkeitsmodells gewonnen wurden.

Zugehöriger Text: S. 73



RECHTECKE

Erläuterung:
Zwecks Übersichtlichkeit wurden alle Einzelskalen gleichermaßen auf ihre Spannweiten normiert.

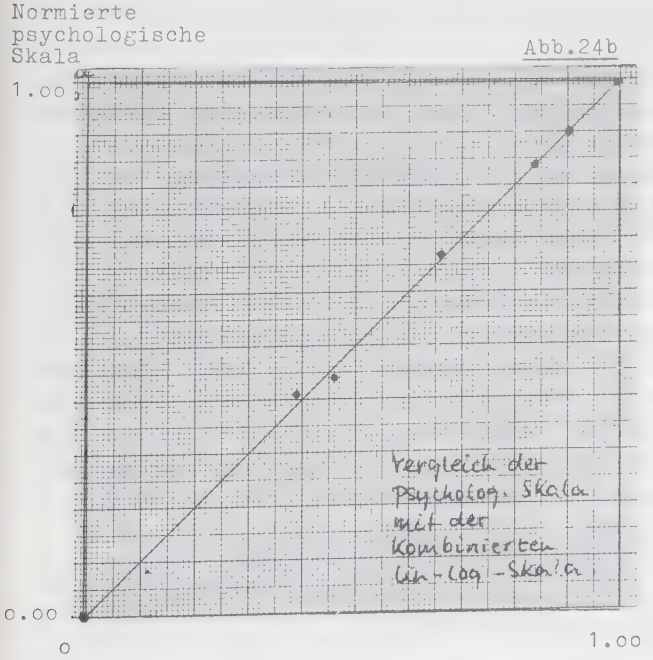


Abb. 24: Vergleich von psychologischer Skala mit Transformationen der physikalischen Flächenskala.

Zugehöriger Text: S. 73

wenn die einseitige Tendenz dazu bestanden hätte, nur die wirklich "eindeutigen" Ähnlichkeiten zu beurteilen. Tatsächlich scheint diese Annahme zuzutreffen, denn die gefundene Summenverteilung ist linkssteil in Richtung auf den Identitätspol.

B. Diskussion der Ergebnisse

1. Bemerkungen zur Variabilität und Konstanz des individuellen Erlebnisverhaltens

Unser Vorschlag, die für jedes Experiment typische "kollektive Summenfunktion" ad hoc zu bestimmen, läuft im wesentlichen auf ein "nonparametrisches Skalierungsverfahren" hinaus. Es geht ja in diese Funktion keine andere Variable ein, als die konkret angetroffene Verhaltensstreuung der mehr oder minder zufällig an dem Versuch teilnehmenden Vpn.

Kritik, die sich möglicherweise gegen die Verwendung unserer kollektiven Summenfunktion als Skalierungsgrundlage richtet, weil sie ja nur topologische Werte liefere, ist grundsätzlich berechtigt. Als Rechtfertigung könnte aber vielleicht die Überlegung dienen, daß der Meßfehler umso geringer wird, je größer die Zahl der zu beurteilenden Objektpaare ist. Bekanntlich lassen sich aus n Objekten $\frac{n\,(n-1)}{2}$ Paarkombinationen bilden, das waren in unserem Rechteckversuch mit 7 Elementen 21 Paare, in dem Streckenversuch mit 11 Elementen bereits 55 Paare, und bei einem Versuch mit 20 Elementen wären es schon 190 Paare. Das würde bedeuten, daß eine einzelne Rangstufe schließlich so klein gegenüber der gesamten Rangskala ausfallen würde, daß im Rahmen unserer bisherigen prakt. Erfahrungen eine homogene Skala postuliert werden kann. Und selbst wo diese Voraussetzung noch nicht erfüllt ist, kann man m.E. darüber streiten, ob eine metrisch nur näherungsweise richtige Ordinalskala nicht einer theoretischen Idealfunktion vorzuziehen ist, von der nicht feststeht, ob sie im gegebenen Falle vielleicht völlig falsch am Platze ist. (Übrigens gilt die skalometrische Verwendbarkeit der kollektiven Summenfunktion vorläufig nur für meßtechnisch eindimensionale Mannigfaltigkeiten; Ausweitungen auf den mehrdimensionalen Fall müssen erst noch untersucht werden.)

Daß die Bereichsgrößen der Einzelindividuen innerhalb des Kollektivs streuen, ist fraglos ein Faktum. Soll man es nun bei einer pragmatischen Genügsamkeit bewenden lassen, die den Vpn einfach dankbar dafür ist, daß sie durch ihre Verhaltensvarianten eine Skalierung überhaupt erst ermöglichen? Auf diese Frage sind wir früher schon eingegangen (s. S. 42) und kamen zu dem Schluß, daß im Gegenteil diese Variabilität des Erlebnisverhaltens von phänomenologischer Relevanz sein könne, insofern, als die Art und Weise des Verfehltwerdens einen Gegenstand auf dem Hintergrund der Gesamtserie erst charakterisiert; oder umgekehrt: daß das Aufbaugesetz der Serie selbst für das Verteilungsgesetz des Erlebnisverhaltens verantwortlich ist.

Übrigens ist es denkbar, daß die Verhaltensvarianten selbst im einfachen Wahrnehmungsexperiment ihren Grund in der je verschiedenen Erfahrungsmasse haben, die sich der Einzelne im Laufe seines Lebens im Umgang mit den fraglichen Entitäten (Farbe, Größen, Formen) erworben hat und nun im Versuch mobilisiert. Daß es aber zu den verschiedenen Erfahrungen kommen konnte, ist wiederum aus der Vielfalt der Phänomenwelt selbst zu erklären. Natürlich kommen noch weitere profanere Bedingungen infrage, die die Verhaltensstreuung im Experiment beeinflussen können, wie die von Vp zu Vp verschiedene Darbietungsfolge der Reize, unterschiedliche Versuchssituationen äußerer Art (Raumverhältnisse, innere Bereitschaft zum Mitmachen, usw.). Aber sicherlich verdient die eben angedeutete Konstanz des individuellen Verhaltens Beachtung, zumal sich empirische Belege dafür finden lassen. Abb. 25 zeigt die Gegenüberstellung von Bereichsgrößen (Zahl der abgegebenen Ähnlichkeitsurteile) derjenigen Vpn, die sowohl am Versuch "Streckenlängen" wie auch am Versuch "Rechteckflächen" teilgenommen haben. Beidemale war die Ähnlichkeit hinsichtlich der Größenordnung zu beurteilen gewesen. Die Korrelation von $r = 0,87$ ist (selbst bei der geringen Zahl von nur 14 Vpn) hochsignifikant. D.h., die einzelne Vp tendiert dazu, die Bereichscäsur bei der Ähnlichkeitsbeurteilung gleicher Entitäten (hier- Größen) mutatis mutandis stets an die gleiche Stelle der Serie zu placieren. Weitere Untersuchungen zu diesem interessanten Punkt sind gegenwärtig am Tübinger Psychologischen Institut im Gang.

2. Bemerkungen zum Problem der "Paargestalt" als Korrelat des Ähnlichkeitsurteils

Wir haben beim Experiment "Streckenlängen" bemerkt, daß das absolute Urteil offenbar einen anderen phänomenalen Aspekt akzentuierte als das "relative Urteil" nach Ähnlichkeit hinsichtlich der Größenordnung (s. S. 60). Es wollte uns scheinen, als ziehe das absolute Urteil allein die Größenordnung, also den

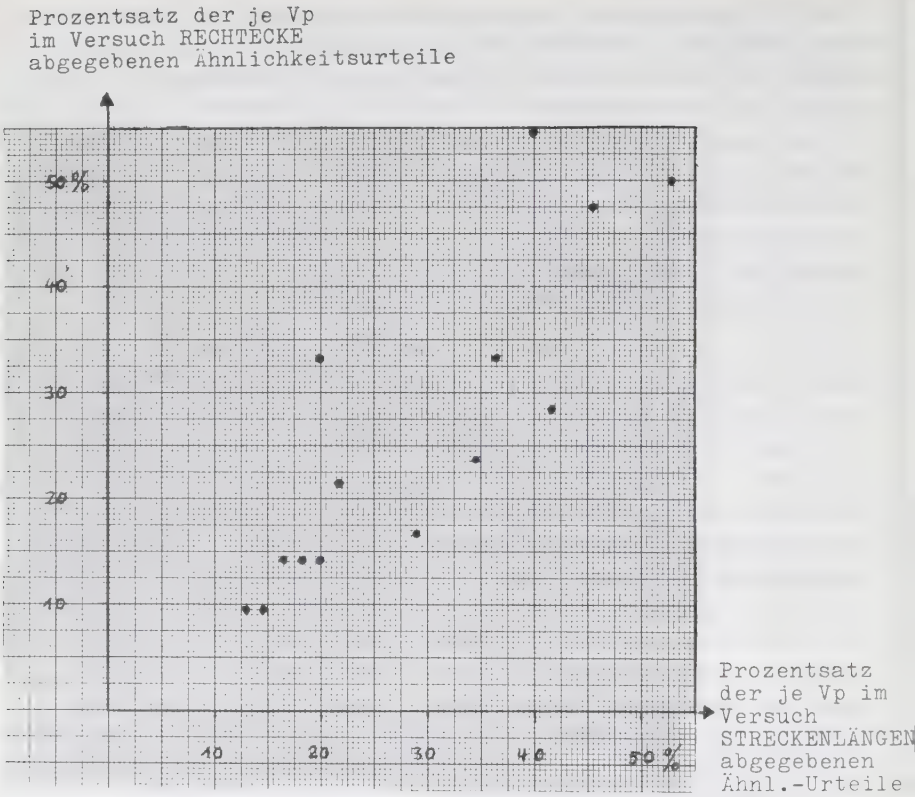


Abb. 25

Veranschaulichung der intraindividuellen Konstanz der relativen Bereichsgrößen von 14 Vpn, die an zwei verschiedenen Ähnlichkeitsexperimenten teilgenommen hatten.

Erläuterung : Die einzelnen Punkte des gezeigten Streuungsdiagramms repräsentieren die Wertepaare (rel. Bereichsgrößen) jeweils einer bestimmten Vp.
Die aufgrund der vorliegenden Daten berechnete Produkt-Moment-Korrelation besitzt den sehr signifikanten Wert von r = 0.868.

Zugehöriger Text: S. 77

seriellen Ort, in Betracht, während im Ähnlichkeitsurteil daneben noch der Unterschied thematisch wurde. Das Urteil "ähnlich" hat danach doppelten Aussagegehalt; zum einen "meint" es: "die beiden Objekte rangieren in derselben Größenordnung" und zum anderen: "der Unterschied der beiden Objekte ist unerheblich". Wir haben gesehen, daß beiden phänomenalen Aspekten jeweils verschiedene funktionale Bedeutung zukommt, und daß nur ein Kombinat beider zu einer befriedigenden psychophysikalischen Beziehungsgleichung führt.

In früher am Tübinger Institut durchgeführten Wahrnehmungsexperimenten mit Streckenlängen wurden u.a. Vorlagen benutzt, die von der von uns verwendeten (Abb. 12) insofern abwichen, als dort die Striche in paralleler Anordnung auf einer imaginären Mittenachse aneinandergereiht waren. Ohne auf Einzelheiten näher einzugehen, sei nur der in unserem Zusammenhang interessante Sachverhalt referiert, daß bei solchermaßen symmetrisch gelagerten Strichen bereits eine Kategorisierung nach absoluten Urteilen zu einem Ergebnis führte, das bei bunter Lagerung der Striche von uns erst im Ähnlichkeitsexperiment gefunden werden konnte, nämlich der (grob gesprochen) halb linearen und halb logarithmischen Entsprechung von phänomenaler und physikalischer Längenskala. Eine Ähnlichkeitsbeurteilung bunt verteilter Striche und eine absolute Beurteilung symmetrisch gelagerter Striche laufen also auf den gleichen Effekt hinaus, und in der Tat ist u.E. eine verbindende Erklärung möglich: beidemale wird für den Beobachter neben der Größenordnung zusätzlich der Unterschied thematisch, im buntverteilten Fall durch die Paarbeurteilung nach Ähnlichkeit, im symmetrischen Fall durch die spezielle Anordnung (die es gestattet, einen einzelnen Strich leicht hinsichtlich seiner Differenzen gegenüber allen anderen Gliedern der Serie zu beurteilen):

Der "Unterschied" zweier Objekte (der übrigens, wie wir wissen, von der psychophysischen Schwelle gesteuert wird) wird demnach phänomenal erst dann thematisch, wenn durch Instruktion oder Versuchsanordnung die Bildung von "Paargestalten" realisiert wird. Daß erst dadurch offensichtlich etwas Neues ins Blickfeld gebracht wird, zeigt eine hübsche Entdeckung von ATTNEAVE(2) Er bemerkte, daß der Ähnlichkeitseindruck über ein Paar schiefwinkliger Dreiecke stark von der wechselseitigen Rechts-Links-Position beeinflußt wurde (s. Abb. 26). Er bezeichnete diese interessante funktionale Variable als "Stellungseffekt", für den anscheinend der Parallelitätsgrad benachbarter Seiten maßgebend ist. Die formale Entsprechung dieses Befundes mit unseren Ergebnissen ist u.E. eindeutig: eine Paargestalt von Streckenlängen akzentuiert den "Unterschied", wie bei einem Paar geometrischer Gestalten die Form des "Zwischenraums" thematisch wird.

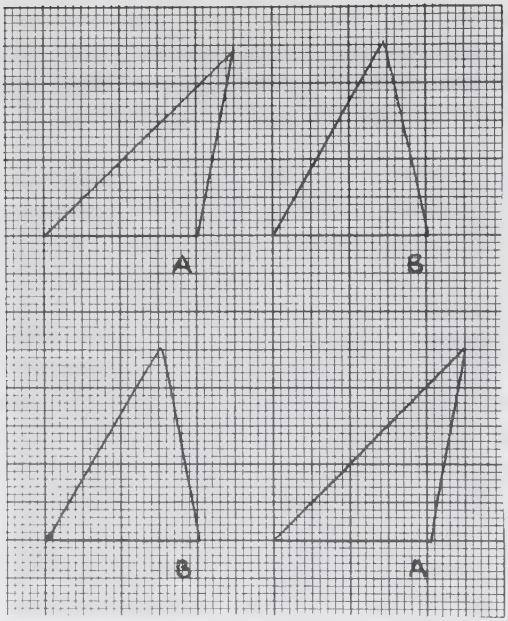


Abb. 26
Veranschaulichung des "Stellungseffektes". Nach ATTNEAVE (2)

Erläuterung : Die beiden oberen Dreiecke wirken anschaulich einander ähnlicher als die unteren, obwohl es sich in beiden Fällen um dieselben Elemente handelt! Für diesen Effekt ist offenbar die Rechts-Links-Anordnung verantwortlich.

Zugehöriger Text: S. 79 f.

Die empirischen Ergebnisse legen eine Erweiterung unserer Definition von der Ähnlichkeit als Zuordnungsgestalt nahe (s. S. 5!). Wir müssen offenbar damit rechnen, daß die phänomenale Valenz des Ähnlichkeitserlebnisses im Sinne einer produktiven Synthese mehr ist als eine Tautologie aufgrund der absoluten Eigenschaften. Vielleicht ist dieser Effekt nur auf die Ähnlichkeitsbeurteilung geometrischer Figuren (wo sozusagen der Zwischenraum selbst als Figur gesehen wird) beschränkt; aber das muß letztlich weiteren Untersuchungen zur Klärung überlassen werden.

3. Bemerkungen zur Variation der Versuchsbedingungen im Phänomenexperiment

Eine Veränderung der Instruktion (Kategorisierung der Ähnlichkeit statt der absoluten Eigenschaften) verursacht ebenso einen phänomenalen "Themawechsel" wie eine Änderung der Versuchsanordnung (symmetrische statt bunte Verteilung der Striche). Demnach ist es für die Phänomenskalierung nicht gleichgültig, welche Chiffrierung des Erlebnisses verwendet wird; wir konnten ja ein Beispiel dafür erbringen, daß eine Kategorienskalierung nach absoluten Urteilen ein anderes Ergebnis liefern kann als eine Skalierung nach Ähnlichkeit am gleichen Material. Welches aber ist nun die "richtige" Phänomenordnung ?

Der Verfasser möchte aufgrund der Ergebnisse die Vermutung wagen, daß prinzipiell kein Erlebnisgegenstand "methodeninvariant" ist. Objektiv sein heißt für die Vp wohl zunächst: unter gegebenen Umständen einen möglichst verbindlichen Aussagemodus finden oder erfüllen. Die Vp ist nicht nur Registrierapparat, sondern auch (im wertfreien Sinne verstanden) Konformist. Zunächst gegenüber dem Versuchsleiter und seiner Instruktion; das fundamentalste agreement, das jede normale Vp ohne Zögern mit dem Versuchsleiter eingeht, ist die Unterstellung der Faktizität des Erfragten, das beantwortet werden soll. Eine Folge davon ist die Bereitschaft, sich möglichst informativer und widerspruchsfreier Aussagen zu befleißigen (ist z.B. die Instruktion mehrdeutig, wie im Falle der Ähnlichkeitskategorisierung, dann "muß" das berücksichtigt werden). Sodann hat die Vp eventuell Vorentwürfe, wie sich der "Normalmensch" in der gleichen Situation wohl verhalten würde, und wie sich ihre Vorgänger, die sie selbst kennt, aus der Affäre gezogen haben mögen; der konvergierende Einfluß der Gruppensituation auf Phänomenaussagen ist überdies schon längst bekannt. Diese ganze, komplexe Bereitschaft zum experimentellen agreement ist wohl eine der Ursachen für die oft erstaunlich wohlgeordneten Resultate von Phänomenexperimenten, die oft selbst der Fachmann nicht entfernt für möglich gehalten hätte.

4. Bemerkungen zum Dimensionenproblem

Das Dimensionenproblem ist nur ein anderer Aspekt der eben schon angeschnittenen Frage nach der "richtigen" Phänomenordnung einer vorgegebenen Mannigfaltigkeit.

Wir haben aus den experimentellen Befunden entnehmen können, daß ein pauschales Ähnlichkeitsurteil zwei verschiedene Sinnesmodalitäten (s. Experiment "Farbige Quadrate") auf die gleiche Weise "verrechnet" wie zwei gestaltliche Perspektiven einer einzigen Modalität (s. Experiment "Streckenlängen" und "Flächengrößen"), nämlich einfach additiv. Es mag sein, daß es eine Eigentümlichkeit der Ähnlichkeitskategorisierung schlechthin ist, überhaupt stets die gerade relevanten Aspekte eines Phänomens, seien diese nun "echte" Dimensionen oder nicht, zu addieren. Es mag ferner sein, daß diese für den Meßtechniker fatale "Nichteuklidizität" des Ähnlichkeitsraumes nur dann auftritt, wenn, wie TORGERSON (17) argumentiert, die betreffenden Dimensionen "aufdringlich und zwingend" sind. Aber selbst wenn der bisher fehlende Nachweis für diese Behauptungen eines Tages erbracht würde, ist damit doch nicht die Möglichkeit gegeben, im jeweils vorliegenden Falle zu entscheiden, wieviele und welche Dimensionen ein Phänomen "wirklich" hat. Denn auch hier sind offensichtlich Instruktion und Versuchsbedingungen von selegierendem Einfluß. So stellten wir fest, daß das Ähnlichkeitsurteil im Gegensatz zum absoluten Urteil über Streckenlängen spontan zwei Aspekte thematisierte, während ATTNEAVE (2) ein Experiment referiert, in dem bei der Ähnlichkeitsbeurteilung geometrischer Figuren die Größenunterschiede vernachlässigt wurden, wenn Formunterschiede präsent waren.

Es ist noch nicht geklärt, ob der Dimensionenbegriff in der phänomenologischen Psychologie überhaupt am Platze ist, denn ganz sicher steht jedes Einzelding im Schnittpunkt vieler möglicher Perspektiven, die nur im theoretischen Idealfall simultan wirksam sind. Aber auch wenn man dem Dimensionenbegriff wenigstens partielle Gültigkeit für die Beschreibung einiger durchgängiger Momente der Phänomenwelt (z.B. die Haupt-Sinnesmodalitäten) zubilligen könnte, ist es fraglich, ob die entsprechende Ordnungslehre auf das Vorbild der analytischen Geometrie Euklids hin ausgerichtet bleiben muß, wie es in der modernen Skalentheorie trotz mancher gegenteiligen Befunde noch weitgehend der Fall ist.

Zusammenfassung:

Serien einfacher geometrischer Figuren (Farbige Quadrate, Streckenlängen, Rechteckflächen) dienten zur Grundlage von Ähnlichkeitsexperimenten, in denen die Vp jeweils ein Objektpaar daraufhin zu beurteilen hatte, ob die beiden Relata als einander ähnlich oder voneinander verschieden erlebt wurden.

Die Wiederholung eines ATTNEAVE'schen Experimentes bestätigte zunächst das bereits dort gefundene Resultat, daß ein "zweidimensionales" Ähnlichkeitsurteil die beiden Einzelkomponenten sozusagen erst getrennt "verrechnet" und dann einfach addiert. Dieses zunächst am Material verschiedenfarbiger Quadrate wechselnder Größe gewonnene Ergebnis blieb überraschenderweise nicht auf echte zweidimensionale Mannigfaltigkeiten (Sinnesmodalitäten Farbe und Größe) beschränkt. Auch eine Serie einfacher Extensitäten (Streckenlängen) verhielt sich im Ähnlichkeitsexperiment wie ein bivariables Phänomen: die Aspekte einmal der gemeinsamen Größen-Ordnung und zum anderen des Längenunterschiedes eines Streckenpaares werden jeweils getrennt verrechnet und zu einem pauschalen Ähnlichkeitsurteil additiv vereinigt. Die Skalierungsergebnisse entsprachen dieser Tatsache.

Die Befunde bestätigten im wesentlichen die theoretische Annahme, daß sich die Häufigkeiten abgegebener Ähnlichkeitsurteile auf einer Skala phänomenaler Differenzen im Sinne der Normalverteilungs-Ogive verteilen. Für den Fall, wo diese Annahme zweifelhaft ist, brachten wir eine grobe "nonparametrische" Skalierungsmethode in Vorschlag, die auf einer aus den individuellen Bereichsgrößen aufgebauten Summenfunktion der Kollektivdaten aufbaut. Wir konnten zeigen (Experiment "Rechteckflächen"), daß dieses Verfahren gerade auch in jenem Fall zu theoretisch befriedigenden Ergebnissen führt, wo die Normalverteilungsannahme zu verwerfen wäre.

In der Diskussion gingen wir kurz darauf ein, welche Konsequenzen die bisherigen Befunde von Experimenten besitzen, die auf der verbalen Kategorisierung der phänomenalen Ähnlichkeit aufbauen: 1.) Wie in jedem Kategorisierungsexperiment spielen auch hier die Probleme der Streuung und der Konstanz des individuellen Erlebnisverhaltens eine Rolle; das Faktum z.B. der Individualkonstanz der Bereichsgrößen ist von hohem theoretischen Interesse. 2.) Ergebnisse von Ähnlichkeitsversuchen mit geometrischen Figuren legen den Schluß nahe, daß Ähnlichkeit als Zuordnungsgestalt eine Art phänomenales Eigenleben entfalten kann, das nicht direkt aus den Eigenheiten der Relata abzuleiten ist. Der ATT-

NEAVE'sche "Stellungseffekt" beim Paarvergleich schiefwinkliger Dreiecke ist hierfür eine schlagende Illustration. 3.) Die Instruktion zur Ähnlichkeitskategorisierung hat in einem speziellen von uns untersuchten Fall ("Streckenlängen") den gleichen modifizierenden Einfluß auf das Versuchsergebnis wie eine Variation der Versuchsanordnung, die den phänomenalen Unterschied der verglichenen Objekte thematisiert. 4.) Zum Schluß wurde auf die Folgerungen eingegangen, die sich aus der funktionellen Eigenart des Ähnlichkeitsurteils (Additivität der phänomenalen Komponenten) für eine Klärung des Dimensionenproblems in der mathematisch-psychologischen Ordnungslehre ergeben könnten.

Selbstverständlich kann man den referierten Experimenten einen gewissen "Laboratoriumscharakter" nicht absprechen. Wir möchten auch keinesfalls den Anspruch erheben, mit diesen Versuchen d a s Ähnlichkeitserlebnis eingefangen zu haben. Schließlich besteht das Leben nicht aus simultanen Serien, die derart quasi auf einem Tablett zur Beurteilung serviert werden, wie in den meisten Phänomenexperimenten. Und dennoch hat diese Stilisierung der Versuchssituation den auch einem Laien verständlichen Sinn, zunächst die fundamentalen Gesetzlichkeiten "rein" zu studieren, um sie später einmal zu einer unverdächtigen Orientierungsbasis zu erweitern.

ANHANG

		Seite
I.	Formel des Korrelationskoeffizienten r	86
II.	Die analytische Geometrie der sog. "Faktoren-analyse"	87
III.	Das "Faktoren" -Problem	88
IV.	"Innere Korrelationen" einer zweidimensionalen Serie	89
V.	Ein wahrscheinlichkeitstheoretischer Ansatz zur Bestimmung einer theoretischen Verteilungsfunktion von Urteilshäufigkeiten	91
VI.	Theoretischer Vergleich von Normalverteilungsogive und Kosinusfunktion im Hinblick auf psychologische Skalierung	95
VII.	Der Vierfelderkoeffizient als math. Ähnlichkeitsmodell	96
VIII.	Experiment "Farbige Quadrate"	97
IX.	Experiment "Streckenlängen"	100
X.	Experiment "Rechteckflächen"	105

I. Formel des Korrelationskoeffizienten r (nach Pearson-Bravais (zu S. 18)

Gegeben seien zwei statistische Reihen:

$x_1, x_2, x_3 \ldots\ldots\ldots x_i$

$y_1, y_2, y_3 \ldots\ldots\ldots y_i$

Dann ist die zur Berechnung von r geeignetste Formel:

$$r = \frac{n \cdot \Sigma x_i \cdot y_i - \Sigma x_i \cdot \Sigma y_i}{\sqrt{(n \cdot \Sigma x_i^2 - (\Sigma x_i)^2) \cdot (n \cdot \Sigma y_i^2 - (\Sigma y_i)^2)}} \qquad (1)$$

Die mathematische Bedeutung von r wird erst bei Benützung einer zusammenfassenden Symbolik sichtbar:

$$r = \frac{\Sigma (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{n \cdot s_x \cdot s_y} \qquad (2)$$

Hierbei stehen die Zeichen $\bar{x}$ bzw. $\bar{y}$ für die arithmetischen Mittel der entsprechenden Reihen, s_x und s_y für die jeweilige Streuung der Einzelwerte um das Reihenmittel.

Da nun aber die Ausdrücke $\frac{(xi-\bar{x})}{s_x}$ und $\frac{(yi-\bar{y})}{s_y}$ nichts anderes darstellen, als die in Streuungseinheiten gemessenen Abweichungen des Einzelwertes vom Reihenmittel, ersetzen wir sie durch die dafür gebräuchlichen Symbole z_x bzw. z_y. Dann erhalten wir schließlich folgenden sehr einfachen Ausdruck:

$$r = \frac{1}{n} \cdot \Sigma z_{ix} \cdot z_{iy} \qquad (3)$$

Der Korrelationskoeffizient ist so betrachtet nichts weiter als das arithmetische Mittel aller Produkte von Wertepaaren standardisierter Meßreihen.

II. Die analytische Geometrie der sog. "Faktorenanalyse" (zu S. 21)

Das soeben unter (3) dargestellte formale Aufbaugesetz des Korrelationskoeffizienten ist offensichtlich der Ausgangspunkt der "faktorenanalytischen" Theoreme LL. THURSTONEs (16) gewesen. Er definiert nämlich, ausgehend von einem Raummodell mit m unabhängigen Dimensionen, den Korrelationskoeffizienten völlig entsprechend folgendermaßen:

$$r_{jk} = a_{j1} \cdot a_{k1} + a_{j2} \cdot a_{k2} + \cdots + a_{jm} \cdot a_{km} = \sum_{1}^{m} a_{jm} \cdot a_{km} \quad (4)$$

Aus dieser formalen Ausgangsdefinition folgen alle anderen "Geheimnisse" der Faktorenanalyse mit mathematischer Notwendigkeit. So ist es möglich, ausgehend von fundamentalen Sätzen der Vektorenanalysis die rechte Seite der Gleichung (4) als eine andere Schreibweise für das skalare Produkt zweier Vektoren aufzufassen. Es gelten dort nämlich folgende analytische Identitäten:

$$\mathfrak{a} \cdot \mathfrak{b} = /a/ \cdot /b/ \cdot \cos\varphi = x_a \cdot x_b + y_a \cdot y_b + z_a \cdot z_b + \ldots\ldots \quad (5)$$

Dies bedeutet nichts anderes, als daß ein skalares Produkt geometrisch durch die Projektionen der Einzelvektoren auf die Achsen eines rechtwinkligen Koordinatenkreuzes (x, y, z,.. ....) dargestellt werden kann. Die "Faktorenanalyse" liefert mathematisch nichts anderes als ein praktikables Rechenverfahren, um den als skalares Produkt eingeführten Korrelationskoeffizienten durch eine Angabe der "Koordinaten" seiner Vektorenkomponenten zu ersetzen. Mit ihrer Hilfe ist es möglich, das Minimum an Koordinaten, das zur Beschreibung einer Mannigfaltigkeit von Interkorrelationen genügen würde, zu ermitteln. Ob jedoch in dem Sprung von der Beschreibung des Korrelationskoeffizienten zu seiner Erklärung, von der formalen Koordinatenachse zum materialen "Faktor", den THURSTONE von Anfang an vollzogen hat, ein beweisbarer psychologischer Sinn liegt, ist bis heute noch recht ungewiß.

Der faktorenanalytische Kalkül ist in Wirklichkeit nichts anderes als eine Methode geometrischer Konstruktion ohne Zirkel und Lineal. Dies ist leicht zu zeigen: gegeben seien die Seiten (a, b, c) eines beliebigen Dreiecks. Dann

gilt:

$$c^2 = a^2 + b^2 - 2\,ab \cdot \cos\gamma \qquad (6)$$

der Kosinussatz der elementaren Geometrie. Durch Umformung erhalten wir:

$$a \cdot b \cdot \cos\gamma = \frac{a^2 + b^2 - c^2}{2} \qquad (7)$$

Wir erkennen ohne weiteres, daß die linke Seite der Gleichung (7) als skalares Produkt aufgefaßt werden kann. Dieses aus dem Ausdruck der rechten Seite gebildete skalare Produkt können wir nun ganz mechanisch einer "Faktorenanalyse" unterziehen und erhalten - das gesuchte Dreieck! Die Koordinatenachsen dienten uns dabei lediglich als Konstruktionshilfe.

Auf ganz analoge Weise ist es möglich, einen Raum von beliebig vielen Dimensionen aus den Distanzen zwischen seinen Elementen aufzubauen (wobei man einen beliebigen Fixpunkt zum gemeinsamen Zentrum aller vom Modell geforderten "Ortsvektoren" wählt). Das Ergebnis ist schließlich die eindeutige Zuordnung jedes einzelnen Raumpunktes zu festen Koordinatenwerten in einem n-dimensionalen Euklidischen Raum! (Dieses Verfahren wird von OSGOOD (12) u.a. als "D^2-Methode der Faktorenanalyse" bezeichnet).

III. Das "Faktoren"-Problem (zu S. 22)

Während der Geometer das Achsenkreuz der Faktorenanalyse nur als Konstruktionshilfe begreifen wird, mißt ihm der Faktorenanalytiker tragende Bedeutung zu. Das skalare Produkt zweier senkrecht zueinander stehender Achsen ist per definitionem gleich Null, und da bekanntlich ein Korrelationskoeffizient gleichen Wertes die statistische Unabhängigkeit zweier Meßreihen ausdrückt, werden diese Sachverhalte unter Hinweis auf die formale Gleichsetzung von Korrelationskoeffizienten und skalarem Produkt ohne große Mühe identifiziert. Das Achsenkreuz ist somit "interpretierbar" als Darstellung statistisch unabhängiger "Faktoren", und damit die geometrische Bezogenheit aller Vektoren auf dieses Achsenkreuz als funktionale Abhängigkeit der Einzelereignisse von den "Faktoren". Dies alles ist jedoch recht angreifbar; einmal aus formalen Gründen (beliebig viele Koordinatensysteme können zur Beschreibung einer Mannigfaltigkeit von skalaren Produkten eingeführt werden, das sog. "Rota-

tionsproblem") und zum anderen, wenn die Faktorenanalyse in der Phänomenforschung eingesetzt wird, auch aus psychologischen Gründen (können zwei phänomenale Meßreihen nicht doch, auch wenn sie mit Null korrelieren, im Sinne einer Figur-Grund-Beziehung funktional aufeinander angewiesen sein?).

IV. "Innere Korrelationen" einer zweidimensionalen Serie (zu S. 33)

Gegeben seien vier Elemente, deren Interdistanzen so gewählt sind, daß sie der Figur der Abb. 27 entsprechen.

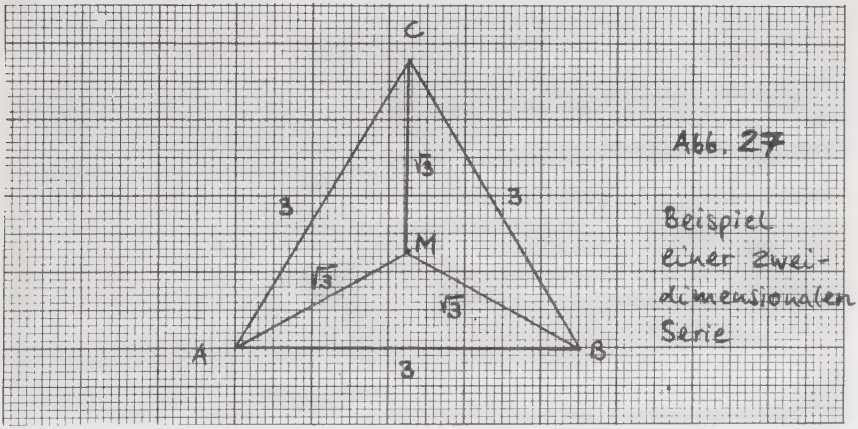


Abb. 27
Beispiel einer zweidimensionalen Serie

Wir erhalten daraus zunächst die Distanzenmatrix Tab. 3a und, nach Berechnung der "Profilkorrelationen", die Korrelationsmatrix 3b:

Tab. 3a
Matrix von Interdistanzen

	Serienglied			
	A	B	C	M
A	0	3	3	$\sqrt{3}$
B	3	0	3	$\sqrt{3}$
C	3	3	0	$\sqrt{3}$
M	$\sqrt{3}$	$\sqrt{3}$	$\sqrt{3}$	0

Tab. 3b
Matrix von "inneren" Korrelationen
(Es wurden die Spalten der Tab. 3a paarweise nach BRAVAIS-PEARSON korreliert)

	Serienglied			
	A	B	C	M
A	1.00	-.49	-.49	.09
B	-.49	1.00	-.49	.09
C	-.49	-.49	1.00	.09
M	.09	.09	.09	1.00

Nach Durchführung einer regulären Faktorenanalyse erhalten wir die Faktorenmatrix 3c:

Tab. 3c
Matrix der Faktorenladungen

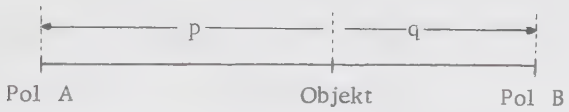
Serienglied	Faktorenladung		
	F_1	F_2	F_3
A	.09	.99	.00
B	.09	-.50	.87
C	.09	-.50	-.87
M	1.00	.00	.00

Damit ist nachgewiesen, daß sich eine zweidimensionale Mannigfaltigkeit faktorenanalytisch dreidimensional verhalten kann.

V. Ein wahrscheinlichkeitstheoretischer Ansatz zur Bestimmung einer theoretischen Funktion von Urteilshäufigkeiten (zu S. 46)

Man kann, wie es WITTE mit seinem genetischen Modell für Kategorialsysteme (siehe S. 37 ff.) getan hat, eine wesentliche Voraussetzung für die funktionale Entstehung absoluter Urteile in der Tatsache erblicken, daß der Urteilende sich zu Beginn des Urteilsprozesses zunächst vor die Frage gestellt sieht, ob die vorliegende Gegebenheit eher dem einen oder dem anderen Extrem einer bestimmten Steigerungsreihe zuzuordnen ist. Es liegt nahe, diesen Sachverhalt als einen stochastischen Prozeß aufzufassen und die Anwendung wahrscheinlichkeitstheoretischer Überlegungen zu versuchen.

Zum Ausgangspunkt wählen wir ein einfaches Schema, das die geschilderten Zusammenhänge recht gut wiederzugeben scheint: eine zweipolige Skala, auf der das zu beurteilende Objekt einen durch die Abstände zu den beiden Polen definierten Ort hat.



Wenn wir mit p den Abstand von Pol A, mit q den Abstand von Pol B bezeichnen, so ergibt sich sofort, daß

$$p + q = \text{konst.} \tag{8}$$

Da wir die Konstante frei wählen dürfen, setzen wir

$$p + q = 1 \tag{8a}$$

Den Entscheidungsvorgang, den der Beurteilende vollzieht, können wir mit einigem Recht als eine "Verrechnung" der beiden Polabstände p und q auffassen. Es liegt nun nahe, diese Skalenabschnitte neu zu definieren, und zwar als Entscheidungswahrscheinlichkeiten, die jenem Verrechnungsprozeß zugrundeliegen

(womit übrigens die Wahl der Konstanten und der Buchstabensymbole der Gleichungen 8 und 8a nun ihren vollen Sinn erhält). Mit p bezeichnen wir also jetzt die Wahrscheinlichkeit, mit der, wie wir zunächst erwarten dürfen, der Beurteilende das in Frage kommende Objekt dem Pol B zuordnen wird; mit q dagegen die primäre "Zuordnungswahrscheinlichkeit" betreffs Pol A.

Noch sind wir freilich mit unseren Überlegungen nicht am Ende; denn wir haben guten Grund anzunehmen, daß die bisherigen Schritte nur als Vorstufe für die funktionalen Prozesse anzusehen sind, die wir oben als die subjektive "Verrechnung" der Gegebenheiten durch die Vp bezeichneten. Um die Tatsache der Entscheidungssituation richtig wiederzugeben, scheint es uns am Platze, nicht Gleichung 8a, sondern die Binomialformel für n=2 (Alternativsituation!) als mathematisches Äquivalent anzusetzen:

$$(p + q)^2 = p^2 + 2pq + q^2 \qquad (9)$$

Aber auch diese Formel bildet nur eine weitere Vorstufe des gesamten Entscheidungsprozesses ab. Denn das Mittelglied (2pq) drückt die kombinierte Wahrscheinlichkeit des "Sowohl A, als auch B", d.h. der subjektiven Unentschiedenheit, aus. Unsere These lautet nun, daß die Unentschiedenheit als ein phänomenologisch nachweisbares Durchgangsstadium auch mathematisch als Durchgangsstadium berücksichtigt werden muß. Betrachten wir die Glieder der rechten Seite der Gleichung 9 nochmals genauer, so bezeichnet

p^2 die neue Zuordnungswahrscheinlichkeit zu B ;

q^2 die neue Zuordnungswahrscheinlichkeit zu A ;

2pq die Wahrscheinlichkeit dafür, daß zunächst keine Entscheidung gelingt.

Es leuchtet daher ein, daß der Ausdruck $(p^2 + q^2)$ die auf diesem Zwischenstadium des Prozesses zu erwartende "Entscheidungswahrscheinlichkeit" wiedergibt. Dann aber ist

$$w_a = \frac{q^2}{p^2 + q^2} \qquad (10a)$$

die bedingte Wahrscheinlichkeit dafür, daß, wenn eine Entscheidung getroffen wird, diese zugunsten einer Zuordnung zu Pol A ausfällt, und entsprechend

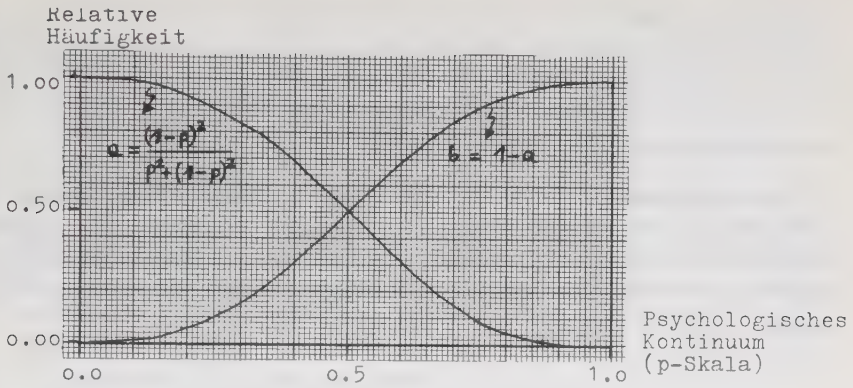


Abb. 28a : Veranschaulichung eines Häufigkeitsmodells für kategoriale Alternativentscheidungen, das aus wahrscheinlichkeitstheoretischen Voraussetzungen abgeleitet wurde. Vgl. Text, S.91ff.

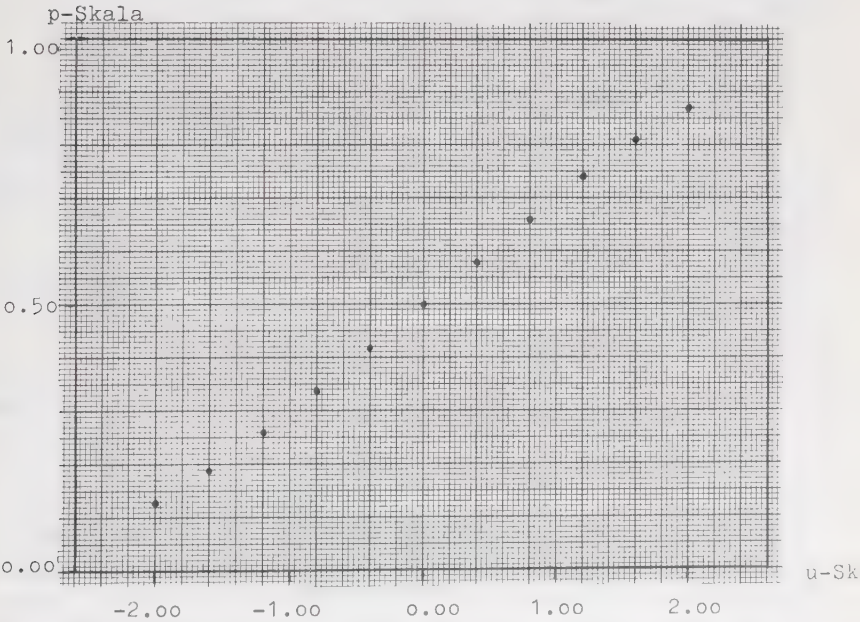


Abb. 28b : Vergleich zweier Intervallskalen, die durch Umwandlung von Häufigkeiten mit Hilfe a) der Ogive (u-Skala), b) der in Abb. 28a dargestellten Verteilungsfunktion gewonnen wurden.

$$w_b = \frac{p^2}{p^2+q^2} \qquad (10b)$$

die bedingte Wahrscheinlichkeit einer Zuordnung zu Pol B.

Wir nehmen nun an, daß in der Schlußphase des Entscheidungsvorganges die zunächst vorhandene Unentschiedenheit schließlich doch noch in die vorhandenen Urteilsalternativen aufgeschlüsselt wird, und zwar nach Maßgabe der in den Gleichungen 10a und 10b dargestellten bedingten Entscheidungswahrscheinlichkeiten. Dann ist

$$a = q^2 + 2pq\, w_a = q^2 + 2pq\, \frac{q^2}{p^2+q^2} = \frac{q^2}{p^2+q^2} \qquad (11a)$$

die Wahrscheinlichkeit dafür, daß im Endresultat zugunsten von Pol A entschieden wird, und entsprechend

$$b = p^2 + 2pq\, w_b = p^2 + 2pq\, \frac{p^2}{p^2+q^2} = \frac{p^2}{p^2+q^2} \qquad (11b)$$

die Wahrscheinlichkeit dafür, daß im Endresultat zugunsten von Pol B entschieden wird.

Die beiden Urteilswahrscheinlichkeiten sind, wie zu erwarten, komplementär; denn

$$a + b = \frac{p^2}{p^2+q^2} + \frac{q^2}{p^2+q^2} = 1 \qquad (11c)$$

Mit der gewonnenen Funktion, die als Verteilungsgesetz relativer Urteilshäufigkeiten aufgefaßt werden kann, läßt sich leicht eine gegebene Häufigkeit in den entsprechenden Skalenwert umwandeln. Durch Umformungen erhalten wir nämlich:

$$p = \frac{\sqrt{b}}{\sqrt{a}+\sqrt{b}} = \frac{\sqrt{b}}{\sqrt{b}+\sqrt{1-b}} \qquad (12)$$

(Hierbei entspricht b dem beobachteten relativen Häufigkeitswert, p dem gesuchten Skalenwert).

Die Approximation der Integralkurve der Normalverteilung (Ogive) durch unsere neue Funktion ist recht gut; wandelt man nämlich eine Reihe von Häufigkeiten einmal an Hand der Integraltabelle der Normalverteilung in u-Werte um, zum anderen an Hand der Gleichung 12 in p-Werte, so ist die Entsprechung der beiden Skalen wenigstens innerhalb der Grenzen $\pm$ 1,8u fast linear. (Vgl. Abb. 28.)

Zusatz:

Der obigen Herleitung entspricht folgendes Urnenmodell: In einer Urne befindet sich ein Anteil p von weißen und ein Anteil q von schwarzen Kugeln. Es werden nach Zufallsprinzip zwei Kugeln nacheinander gezogen und wieder in die Urne zurückgelegt. Dieser Vorgang wird beliebig oft wiederholt. Es werden nur gleichfarbige Kugelpaare gezählt; d.h., tritt ein Mischfall auf, so muß dieser Kugelzug solange wiederholt werden, bis Farbengleichheit auftritt.

VI. Theoretischer Vergleich von Normalverteilungsogive und Kosinusfunktion in Hinblick auf psycholog. Skalierung. (zu S. 46)

Wir wählten 11 verschiedene Häufigkeiten so aus, daß sie einer gleichabständigen Standardwertskala bezüglich einer normierten Normalverteilungsogive zwischen den Grenzen $\pm$ 2,0 u entsprachen (s. Tab. 4a).

Tab. 4a
Standardisierung von Häufigkeiten auf einer u-Skala

Rel. Häufigkeit f	.977	.945	.885	.788	.655	.500	.345	.212	.115	.055	.023
Standardskala u [1)]	2.0	1.6	1.2	0.8	0.4	0.0	-0.4	-0.8	-1.2	-1.6	-2.0

[1)] Die u-Skala ist die Abszisse der Integralkurve der normierten Gaußverteilung.

Dieselben relativen Häufigkeiten wurden (nach einer notwendigen Ordinatentransformation) als Kosinuswerte aufgefaßt und dienten als Ausgangsdaten für eine Skala von Bogengraden (s. Tab. 4b).

Tab. 4b
Umwandlung von Häufigkeiten in eine Skala von Bogengraden

Rel. Häufigkeit f	.977	.945	.885	.788	.655	.500	.345	.212	.115	.055	.023
Ordinatentransformation 2f - 1 = cos	.95	.89	.77	.58	.31	.00	-.31	-.58	-.77	-.89	-.95
Skala von Bogengraden	17	27	40	55	72	90	108	125	140	153	163

Die so gewonnene Skala der Bogengrade wurde mit der u-Skala kombiniert (s. Abb. 10, S. 47). Dabei zeigt sich die gute Verträglichkeit der beiden Funktionen für die Zwecke der Skalierung von Häufigkeitsdaten.

VII. Der Vierfelderkoeffizient als mathematisches Ähnlichkeitsmodell (zu S. 51)

Der Vierfelderkoeffizient ist eine Umformung des Korrelationskoeffizienten für den Fall, daß die beiden in Beziehung gesetzten Entitäten jeweils nur zwei Realisationsmöglichkeiten haben.

		Ergebnis A: +	Ergebnis A: -	
Ergebnis B	+	a	b	(a+b)
	-	c	d	(c+d)
		(a+c)	(b+d)	

Tab. 5
Vierfeldertafel

Die Berechnungsformel lautet für den in Tab. 5 veranschaulichten allgemeinen Fall:

$$r = \frac{ad - bc}{\sqrt{(a+b)\,(c+d)\,(a+c)\,(b+d)}} \qquad (13)$$

Wendet man nun diese Berechnung auf die von uns oben (S. 51) in Form einer Vierfeldertafel dargelegten speziellen Zusammenhänge an, so ergibt sich

$$r = \frac{x \cdot x - (n-x) \cdot (n-x)}{\sqrt{n \cdot n \cdot n \cdot n}} = \frac{x^2 - (n-x)^2}{n^2} = \frac{2x}{n} - 1 \qquad (14)$$

Was zu beweisen war.

VIII. Experiment "Farbige Quadrate" (zu S. 56ff.)

1. Material

Tab. 6
Die äußeren Merkmale der 7 Quadrate (vgl. Abb. 11a)

	Einzelobjekte (Kennbuchstaben)						
	A	B	C	D	E	F	G
Größe (Seitenlänge in cm)	3	3	3	3	1	2	4
Farbe (Eindrucksqualität)	v	k	z	g	z	z	z

Erklärung:
Die Abkürzungen beziehen sich auf folgende farbliche Eindrucksqualitäten
v = violett
k = karmin
z = zinnober
g = gelb

Diese Nachbildung eines ATTNEAVE'schen Experiments unterscheidet sich von ihrem Vorbild dadurch, daß die dort verwendete Grauskala durch eine Farbreihe ersetzt wurde, die für uns leichter herzustellen war. Es ist in diesem Zusammenhang auch nicht wesentlich, die Farben, sei es physikalisch, sei es psychophysisch, näher zu spezifizieren, da wir uns ohnehin nur mit den intraphänomenalen Zusammenhängen beschäftigen werden.

2. Versuchsinstruktion und Durchführung

Zunächst wurde der Vp eine Vorlage gezeigt, auf der alle 7 Quadrate in regelloser Anordnung aufgeklebt waren. Die Vp wurde zur ungezwungenen Beschreibung der Figuren angehalten, solange, bis es deutlich war, daß sie das Vorhandensein der zwei möglichen Ordnungsprinzipien "Größe" und "Farbe" apperzipiert hatte. Erst dann trat der Versuch in sein eigentliches Stadium.

Jedes der 21 möglichen Figurenpaare war auf je eine weiße unbedruckte Postkarte geklebt. Diese 21 Karten wurden vor jedem Einzelversuch gemischt und dann nacheinander der Vp vorgelegt, mit der Aufforderung, die Gesamt-Ähnlichkeit des dargebotenen Paares zu beurteilen. Neben den Kategorien "ähnlich" und "verschieden" war der Vp auch die Möglichkeit gelassen, die Aussage "unentscheidbar" zu verwenden.

3. Registrierung und Verarbeitung der Versuchsdaten

An dem vorliegenden Experiment nahmen 15 Vpn teil, meist Studierende der Psychologie an der Universität Tübingen.

Von den Versuchsaussagen wurden nur die "Ähnlich"-Urteile gezählt (das Urteil "unentscheidbar" wurde dabei als halbes Ähnlichkeitsurteil verrechnet). Das Rohmaterial faßt Tabelle 7 zusammen:

Tab. 7
Matrix der jeweils auf ein Objektpaar entfallenden Häufigkeit von Ähnlichkeitsurteilen

	Kennbuchstabe des einzelnen Objekts						
	A	B	C	D	E	F	G
A	(15)	15	7,5	2	-	1,5	1
B	15	(15)	15	7	3,5	11	11,5
C	7,5	15	(15)	12	4	11,5	13,5
D	2	7	12	(15)	0,5	4	5,5
E	-	3,5	4	0,5	(15)	12,5	3,5
F	1,5	11	11,5	4	12,5	(15)	9,5
G	1	11,5	13,5	5,5	3,5	9,5	(15)

Diese Häufigkeiten wurden in Kosinuswerte transformiert (s. Punkt VI dieses Anhangs) und schließlich in Distanzwerte (Bogengrade) verwandelt. Der besseren Übersichtlichkeit halber wurden diese Bogengrad-Distanzen schließlich noch auf den Extremwert von 180° normiert, wonach sich Tab. 8 ergab.

Tab. 8
Matrix der Ähnlichkeitsdistanzen zwischen den Objektpaaren. Resultat einer Intervallskalierung nach der Kosinustransformation der in Tab. 7 gegebenen Häufigkeitsdaten

	Kennbuchstabe des einzelnen Objekts						
	A	B	C	D	E	F	G
A	(.00)	.00	.50	.77	1.00x	.79x	.83x
B	.00	(.00)	.00	.51	.68x	.35x	.31x
C	.50	.00	(.00)	.29	.65	.31	.20
D	.77	.51	.29	(.00)	.89x	.65x	.58x
E	1.00x	.68x	.65	.89x	(.00)	.27	.68
F	.79x	.35x	.31	.65x	.27	(.00)	.41
G	.83x	.31x	.20	.58x	.68	.41	(.00)

(Die mit x bezeichneten Werte sind "zweidimensionale" Ähnlichkeitsdistanzen; vgl. S. 56!)

Abb. 11 b auf S. 57 ist eine Darstellung der in Tab. 8 dargestellten Daten. Die "zweidimensionalen" Ähnlichkeitsdistanzen (in Tab. 8 mit einem x kenntlich gemacht) sind jeweils recht genau die einfache arithmetische Summe ihrer eindimensionalen Anteile; so ist z. B. AF = 0,79 fast mit dem nach der Hypothese von HOUSEHOLDER - LANDAHL zu erwartenden Wert AF = AC + CF = 0,81 identisch.

IX. Experiment "Streckenlängen" (zu S.58 ff.)

1. Das Material

Elf von dem kleinsten (1 cm) bis zum größten Strich (11 cm) jeweils um 1 cm anwachsenden Striche wurden so auf einem DIN A 4-Bogen verteilt, wie Abb. 12 auf S. 59 zeigt. Diese Versuchsanordnung entspricht zahlreichen von HELLER (5) durchgeführten Experimenten, die auf einer Kategorisierung absoluter Eigenschaften (groß-mittel-klein) aufbauten.

2. Versuchsinstruktionen und Durchführung

a) Ähnlichkeitsversuch:

Die Instruktion lautete: "Sie sehen hier auf dieser Vorlage 11 Striche, die vom kleinsten bis zum größten kontinuierlich anwachsen. Wie sie bemerkt haben werden, sind die Striche von oben nach unten durchnumeriert. Ich nenne Ihnen nun nacheinander jeweils zwei Ziffern; Sie suchen bitte auf der Tafel die beiden zugehörigen Striche auf und sagen mir, ob Sie das betreffende Paar als einander ähnlich oder voneinander verschieden erleben, und zwar hinsichtlich der Größenordnung." Jede Vp mußte in zufälliger Abfolge alle der 55 möglichen Strichpaare beurteilen.

b) Sofort anschließend an diesen Hauptversuch hatte die Vp über jeden Strich (der ebenfalls vom VL in bunter Abfolge jeweils durch seine Kennziffer benannt wurde) eine Beurteilung nach absoluten Eigenschaften ("groß-mittel-klein" im ersten Durchgang und "groß-klein" unter Weglassung der Mittelkategorie im zweiten Durchgang) vorzunehmen. Es war damit die Möglichkeit gegeben, Ähnlichkeitsurteil und absolutes Urteil einander gegenüberzustellen.

3. Registrierung und Verarbeitung der Versuchsdaten

An den geschilderten Versuchen nahmen 20 Studenten verschiedener Fachrichtungen teil, jedoch vorwiegend wiederum Psychologiestudenten der Universität Tübingen.

a) Ähnlichkeitsversuch

Tab. 9 zeigt die Häufigkeiten der jeweils auf ein Objektpaar entfallenden Ähnlichkeitsurteile (vgl. Abb. 13, S.61).

Tab. 9
Matrix der jeweils auf ein Objektpaar entfallenden Häufigkeit von Ähnlichkeitsurteilen.

	Streckenlänge (cm)										
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
1	(20)	12	3	1	-	-	-	-	-	-	-
2	12	(20)	19	7	2	-	-	-	-	-	-
3	3	19	(20)	20	10	1	-	-	-	-	-
4	1	7	20	(20)	20	13	9	-	1	-	-
5	-	2	10	20	(20)	19	16	11	2	1	1
6	-	-	1	13	19	(20)	20	13	13	6	3
7	-	-	-	9	16	20	(20)	19	15	12	5
8	-	-	-	-	11	13	19	(20)	20	17	12
9	-	-	-	1	2	13	15	20	(20)	19	17
10	-	-	-	-	1	6	12	17	19	(20)	19
11	-	-	-	-	1	3	5	12	17	19	(20)

Diese Häufigkeiten wurden zunächst im Ausmaß ihres jeweiligen Anteils am Integral der Normalverteilung in Standardabweichungen umgewandelt, die sodann ihrerseits durch sukzessive Differenzenbildung zu Intervalldistanzen umgerechnet wurden (dieses Verfahren entspricht genau dem abschließenden Rechenprozeß des in jedem psychometrischen Lehrbuch ausführlich dargestellten Verfahrens der Paarvergleichsskalierung). Durch entsprechende Wahl des Nullpunktes und der Proportionalitätskonstanten erhielten wir folgende psychologische Intervallskala:

Tab. 10
Gegenüberstellung von physikalischer und psychologischer Skala (vgl. Abb. 18, S. 67 !)

	Streckenlänge (cm)										
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
Normierte physikal. Skala	.00	.10	.20	.30	.40	.50	.60	.70	.80	.90	1.00
Normierte psycholog. Skala	.00	.19	.32	.47	.57	.67	.74	.82	.89	.95	1.00

(Die beiden Skalen wurden zum Zwecke des leichteren Vergleichs auf die jeweilige Spannweite normiert)

Die auf S. 60 diskutierte, sowie in den Abbildungen 16 und 17 dargestellte psychophysische Beziehungsgleichung, in der das Ähnlichkeitsurteil funktional auf die Addition einer linearen und einer logarithmischen Unterschiedskomponente zurückgeführt wird, bedarf näherer Erläuterung.

Zunächst zu dem in der bereits auf Abb. 16 angetroffenen kombinierten Differenzengleichung steckenden Normierungsproblem: Die phänomenale Gegensatzspanne für die linearen Differenzen entspricht (wie auf S. 43 ausführlich dargelegt) der halben Skalenlänge; in unserem Fall werden wir daher die direkten cm-Differenzen auf 10:2 = 5 cm normieren. Wie dagegen normieren wir die dem Fechnergesetz entsprechenden Differenzen der Logarithmen? Einen Anhaltspunkt können wir den Aussagen der Vpn entnehmen: Einzelne betonten, daß es ihnen eigentlich unmöglich sei, ein Strichpaar, in welchem der eine Partner die doppelte Länge des anderen habe, als "ähnlich" zu bezeichnen und daß sie dennoch im Falle des kleinsten Strichpaares (1 und 2 cm) geneigt seien, eine Ausnahme von dieser Regel zu machen, weil diese doch im Rahmen des Gesamtangebotes eindeutig "zusammengehören" (genau diese Aussagen waren es auch, die uns auf den Gedanken des funktionalen Doppelaspektes des Unterschiedserlebnisses brachten). Jedenfalls scheint das Verhältnis 1:2 eine natürliche Grenze des Unterschiedserlebnisses im engeren Sinne zu sein, vielleicht deswegen, weil ein Strichpaar sozusagen als ein Elementarsystem fungiert, das sich selbst auf den jeweils großeren Strich "normiert", genauso, wie sich das direkte Differenzerlebnis auf die gesamte Skalenlänge normiert, und zwar offenbar beidemale nach dem einfachen Modul des 1:2-Verhältnisses. Die Gegensatzspanne der Differenz

der Logarithmen ist demnach dann erreicht, wenn

$$\text{Log } a - \text{Log } b = \text{Log } \frac{a}{b} = \text{Log } \frac{2}{1} = \text{Log } 2$$

Aufgrund dieser Überlegungen gelangen wir zu der allgemeinen psychophysischen Beziehungsgleichung,

$$D_{AB} = \frac{a-b}{\frac{1}{2}\,s} + \frac{\text{Log } a - \text{Log } b}{\text{Log } 2} \quad ; \quad a \gtrless b \qquad (15)$$

die es gestattet, aus den physikalischen Daten (a und b in cm gemessen) die psychologische Differenz (D_{AB}) zwischen zwei linearen Extensitäten unter den Bedingungen des Ähnlichkeitsversuchs zu bestimmen; s in der Gleichung steht für die physikalische Skalenlänge, d.h. die cm-Differenz zwischen dem größten und dem kleinsten Strich. Abb. 16 zeigte die befriedigende Übereinstimmung dieser theoretischen Gleichung mit den Ergebnissen unseres Ähnlichkeitsversuchs.

Abb. 17 nötigt uns selbst das Eingeständnis ab, nur eine Pseudoveranschaulichung für einen Sachverhalt geschaffen zu haben, der allerdings wohl kaum besser zu veranschaulichen ist. Handelt es sich doch um eine nichteuklidische Mathematik, die an diese euklidische Darstellung herangetragen wurde: die Anteile zweier verschiedener Dimensionen vereinigen sich im Ähnlichkeitsraum nicht gemäß dem Satz des Pythagoras

$$(\overline{AB} = \sqrt{x_{AB}^2 + y_{AB}^2}),$$

sondern einfach nach einer empirisch bereits verifizierten Additionsregel

$$(\overline{AB} = x_{AB} + y_{AB}).$$

Am ehesten ließe sich diese Rechenvorschrift noch mit der Vektorenaddition in der Gauß'schen Zahlenebene in Verbindung bringen (wobei auch die einzelnen Komponenten addiert werden), jedoch hinkt auch dieser Vergleich aus mathematischen Gründen, denn unsere Additionsregel führt zu einer skalaren (nicht einer vektoriellen) Summe!

b) Ergebnisse der Kategorisierung nach absoluten Urteilen.

Tab. 11a
Urteilshäufigkeiten bei Dreierkategorisierung

Urteils-kategorie	Streckenlänge (cm)										
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
groß	-	-	-	-	-	1	1	9	20	20	20
mittel	-	-	-	12	20	19	19	11	-	-	-
klein	20	20	20	8	-	-	-	-	-	-	-

Tab. 11b
Urteilshäufigkeiten bei Zweierkategorisierung

Urteils-kategorie	Streckenlänge (cm)										
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
groß	-	-	-	-	1	9	17	20	20	20	20
klein	20	20	20	20	19	11	3	-	-	-	-

Die graphische Veranschaulichung dieser Tabellen lieferte bereits Abb. 14, S. 62. Bemerkenswert ist, daß sich die Tendenz zu annähernd gleichgroßen Kate gorialabschnitten, die aus diesen Daten ersichtlich ist, durchgesetzt hat, obwohl die Kategorisierung nach absoluten Urteilen unmittelbar auf den Ähnlichkeitsver such folgte, der ja auf eine ungleichabständige Intervallskala schließen ließ!

X. Experiment "Rechteckflächen" (zu S. 66ff.)

1. Das Material

Tab. 12
Die äußeren Merkmale der 7 Rechtecke (vgl. Abb. 19)

	Einzelobjekt (Kennbuchstabe)						
	A	B	C	D	E	F	G
Höhe in cm	2	2	2	2	3	2,5	1,5
Breite in cm	0,5	1	1,5	2	1,5	1,5	1,5
Fläche in cm^2	1	2	3	4	4,5	3,75	2,25

Zur Vororientierung wurde der Vp eine Vorlage gezeigt, auf der alle sieben aus schwarzem Mattpapier ausgeschnittenen Rechtecke in regelloser Anordnung aufgeklebt waren.

Jedes der 21 möglichen Figurenpaare war auf eine weiße, unbedruckte Postkarte geklebt. Diese 21 Karten wurden vor jedem Einzelversuch bunt gemischt und dann nacheinander der Vp vorgelegt, mit der Aufforderung, die Ähnlichkeit des dargebotenen Paares hinsichtlich der Größenordnung zu beurteilen. Neben den Kategorien "ähnlich" und "verschieden" war der Vp die Möglichkeit gelassen, die Aussage "unentscheidbar" zu verwenden.

2. Registrierung und Verarbeitung der Versuchsdaten.

An dem vorliegenden Experiment nahmen 15 Studierende der Psychologie an der Universität Tübingen teil.

Bei der Registrierung der Aussagen wurden nur die "Ähnlich"-Urteile gezählt (das Urteil "unentscheidbar" wurde dabei als halbes Ähnlichkeitsurteil verrechnet).

Tab. 13
Matrix der jeweils auf ein Objektpaar entfallenden Häufigkeit von Ähnlichkeitsurteilen

	Einzelobjekte (Kennbuchstaben)						
	A	B	C	D	E	F	G
A	(15)	2	-	-	-	-	-
B	2	(15)	3,5	-	-	2	13
C	-	3,5	(15)	6	3	7	6,5
D	-	-	6	(15)	13	13,5	2
E	-	-	3	13	(15)	8	-
F	-	2	7	13,5	8	(15)	1,5
G	-	13	6,5	2	-	1,5	(15)

Die Skalierung dieser Ähnlichkeitshäufigkeiten wurde mit Hilfe der auf S. 73 beschriebenen kollektiven Summenfunktion vorgenommen. Dabei wird hypostasiert, daß sich die Integralkurve aller individuellen Bereichsgrößen längs einer gleichabständigen Ordinalskala (von Ähnlichkeits-"Rängen") aufbaut. Abb. 14 zeigt die Umwandlung der Häufigkeiten in Ordinalskalenwerte nach diesen Voraussetzungen. Zur Veranschaulichung diene dabei Abb. 22 auf S. 72.

Tab. 14
Nonparametrische Ordinalskalierung von Urteilshäufigkeiten, ausgehend von den individuellen Bereichsgrößen (vgl. Abb. 22, S. 72!)

Stadien des Berechnungsweges		
1	2	3
Individuelle Bereichsgrößen (Zahl der je Vp abgegebenen Ähnlichkeitsurteile), nach dem Betrag geordnet. = ORDINALSKALA	Häufigkeit des Vorkommens	Kumulierung der Häufigkeiten (in inverser Richtung). Diese Spalte dient zur Umwandlung beobachteter Urteilshäufigkeiten in die Skalenwerte der Spalte 1.
2	2	15
3	4	13
3,5	1	9
4,5	1	8
5	1	7
6	1	6
7	2	5
10	1	3
10,5	1	2
11,5	1	1

Wie oben (S. 73) dargelegt, erwies sich eine derartige Ordinalskalierung unseres Materials der Ogivenskalierung überlegen. Es zeigte sich nämlich bei einer multidimensionalen Analyse des durch die jeweiligen Skalendistanzen bestimmten Beziehungsgefüges, daß nur die Ordinalskalierung zu der erwarteten eindimensionalen Phänomenordnung führte.

Tabelle 15 stellt die so gewonnene psychologische Intervallskala den physikalischen Daten gegenüber:

Tab. 15
Gegenüberstellung von physikalischer und psychologischer Skala (vgl. Abb. 24, S. 75!)

	Kennbuchstaben der nach Größe geordn. Rechtecke						
	A	B	G	C	F	D	E
Normierte physikal. Skala	.00	.29	.36	.58	.79	.86	1.00
Normierte psycholog. Skala	.00	.41	.44	.67	.84	.90	1.00

(Die beiden Skalen wurden zum Zwecke des leichteren Vergleichs auf die jeweilige Spannweite normiert)

Wie schon beim Experiment "Streckenlängen" entsprach auch beim vorliegenden Versuch nur eine solche psychophysische Beziehungsgleichung der phänomenalen Intervallskala, in der eine lineare und eine "Fechnersche" Komponente additiv vereinigt wurden (vgl. Abb. 24, S.75!). Die hierbei angestellten Überlegungen entsprechen völlig dem früher bereits dargelegten, abgesehen davon, daß im vorliegenden Fall anstelle der cm-Länge die cm^2-Flächen zugrundegelegt sind. Der Leser wird daher gebeten, auf S. 102 (unter Punkt IX dieses Anhangs) zurückzublättern.

LITERATURVERZEICHNIS

1) ARISTOTELES — Über Gedächtnis und Erinnerung. In: On the Soul, parva naturalia, on Breath. London, 1957

2) ATTNEAVE, F. — Dimensions of Similarity. In: The Am. J. of Ps., 1950, pp. 516-556

3) BLUMENFELD, W. — Urteil und Beurteilung. Arch. f.d. ges. Psych., 3. Erg. Bd., 1931

4) GUILFORD, J.P. — Psychometric Methods. New York, 1954

5) HELLER, O. — Experimentelle Beiträge zum Problem absoluter Eigenschaften usw. Diss., Tübingen, 1959

6) HELSON, H. — Adaptation Level as a Basis for a quantitative Theory of Frames of Reference. In: Psych. Rev., Vol. 55, 1948

7) HOFSTÄTTER, P.R. — Über Ähnlichkeit. In: Psyche, IX/1, 1955

8) HOFSTÄTTER, P.R. — Fischer-Lexikon "Psychologie". Frankfurt, 1957

9) HRUSCHKA, E. — Experimentelle Untersuchungen zur Struktur von eindimensionalen Bezugssystemen. Diss., Tübingen, 1959

10) MARTIN, L.J. und MÜLLER, G.E. — Zur Analyse der Unterschiedsempfindlichkeit. Leipzig, 1899

11) METZGER, W. — Psychologie. Darmstadt, 1954

12) OSGOOD, Ch.E., SUCI, G.J. und TANNENBAUM, P.H. — The Measurement of Meaning. University of Illinois Press, 1957

13) PFANZAGL, J. — Die axiomatischen Grundlagen einer allgemeinen Theorie des Messens. Würzburg, 1959

14) RESTORFF, H.von, u. KÖHLER, W. — Über die Wirkung von Bereichsbildungen im Spurenfeld. In: Ps. Forsch., Vol. 18, 1933

15) STEVENS, S.S. — Measurement of Man. In: Science, Vol. 127, No. 3295, 1958, pp. 383-389

16) THURSTONE, L.L. — Multiple Factor Analysis. University of Chicago Press, 1953

17) TORGERSON, W. S. — Theory and Methods of Scaling. New York, 1958

18) WITTE, W. — Zur Struktur von Bezugsystemen. Bericht über den 20. Kongreß der Dt. Ges. f. Psychologie, Göttingen, 1956

LEBENSLAUF

Am 14. Mai 1934 wurde ich in Magdeburg/Elbe geboren. Der Beruf meines Vaters (Prokurist bei einer Speditionsgesellschaft der Binnenschiffahrt) brachte für unsere Familie häufige Wohnortswechsel mit sich (Magdeburg, Mülheim/Ruhr, Würzburg, Stuttgart), so daß meine Schulzeit im ganzen zwar unruhig, aber auch recht abwechslungsreich verlaufen ist.

Im Jahre 1954 bestand ich am humanistischen Eberhard-Ludwigs-Gymnasium in Stuttgart die Reifeprüfung. Danach studierte ich zunächst zwei Semester Chemie an der Technischen Hochschule in Stuttgart, um mich schließlich für die experimentell arbeitende Psychologie zu entscheiden. Die Bedingungen für ein solches Studium waren in Tübingen durch die von Professor Witte vertretene Arbeitsrichtung gegeben. Abgesehen von einem Auswärtssemester in München, wo ich u.a. bei den Professoren Lersch und Lückert hörte, war ich seit dem Sommersemester 1955 bis zur Beendigung meines Fachstudiums stets an der Tübinger Eberhard-Karls-Universität immatrikuliert.

Die Diplomhauptprüfung für Psychologen bestand ich im Sommer des Jahres 1959. Seither war ich, zuerst als wissenschaftliche Hilfskraft, dann als Verwalter einer wissenschaftlichen Assistentenstelle, am Psychologischen Institut der Universität Tübingen mit Forschungsaufträgen über Auslese- und Förderungsfragen im Zusammenhang mit Hochschulstipendien beschäftigt. Gleichzeitig entstand auch die vorliegende Arbeit.